فصلنامه مدیریت صنعتی دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی
واحد سنندج – سال هشتم / شماره ۲۲ / زمستان ۱۳۹۱

تحلیل ارتباط تحقیق وتوسعه (R&D)، سرمایه انسانی و بهره وری کل عوامل تولید در بخش صنعت ایران

علی باقرزاده
استادیار گروه مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوی
Email:Bagherzadeh_eco58@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۲۰ * تاریخ پذیرش:۹۱/۶/۲۵

چکیده

امروزه افزایش بهره وری در بخش صنعت علاوه بر اینکه تحت تأثیر سرمایه گذاری تحقیق و توسعه است، بلکه تحت تأثیر سرمایه انسانی نیز قرار می گیرد. بر این اساس مطالعه حاضر نشان می دهد که بهره وری کل عوامل تولید در بخش صنعت به مخارج تحقیق و توسعه داخلی، سرمایه گذاری تحقیق و توسعه شرکای تجاری، سرمایه انسانی و درجه بازی اقتصاد بستگی دارد. برای این منظور معادله بهره وری کل عوامل تولید صنعت با روش شناسی مدلهای رگرسیونی خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL) و به کمک مجموعه سری زمانی بین سالهای ۱۳۸۸- ۱۳۵۸ تخمین زده شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اثر مخارج سرمایه گذاری در R&D داخلی بر بهره وری صنعت ضعیف تر از انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری در این بخش است. در ضمن متغیرهای سرمایه انسانی و درجه بازی اقتصاد دارای تأثیر مثبت بر بهره وری کل صنعت است. با توجه به نتایج بدست آمده از تحقیق، در نهایت توصیه می شود که سهم قابل توجهی از تولید ملی به هزینه های تحقیق و توسعه و آموزش نیروی انسانی اختصاص یابد. علاوه بر این لازم است که در انتخاب شرکای تجاری در آینده صنعت دقت لازم به خرج داده شود، زیرا که سرریز تحقیق و توسعه از کشورهای با دانش بالا بیشتر از کشورهای در حال توسعه است.

کلمات کلیدی: بهره وری کل عوامل تولید، بخش صنعت، سرمایه انسانی، رهیافت ARDL ، تحقیق و توسعه.

۱- مقدمه

بهره وری بهترین و مؤثرترین روش دستیابی به رشد اقتصادی، با توجه به کمیابی منابع تولید است. هلپمن (Helpman,2001) بهره وری را « قدرت و سرعت در تولید » تعریف می کند. در موقعیت کنونی شاید بتوان ساده ترین تعریف از بهره وری را به شکل «نسبت محصول به عوامل تولید» ارائه کرد. اقتصاددانان برای بهره وری و نقش آن در توسعه اهمیت زیادی قائل هستند به طوری که تاکید در این مورد به حدی است که برخی از آنها پدیده توسعه نیافتگی را مولود پایین بودن بهره وری می دانند. در شرایط کنونی کشور بهره وری بالاتر و استفاده صحیح از امکانات موجود به شکل کلی از یک انتخاب بالاتر رفته و به یک ضرورت تبدیل شده است(Emami, 2010). بررسی مؤلفه های رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نشان می دهد که سهم افزایش بهره وری عوامل تولید از سهم افزایش سرمایه گذاری پیشی گرفته است. در حقیقت می توان گفت که امروزه بهره وری به ثروت ملل تبدیل گردیده است و ارتقای مستمر آن به عنوان شرط بقای سیستم های اقتصادی و مدیریتی شناخته می شود(Satayeh, 2011).

رشد تولید در بخش صنعت از دو طریق ممکن می شود، در روش اول افزایش تولید با به کار گیری عوامل تولید بیشتر با ثابت بودن فناوری حاصل می شود. در طریق دوم سهم اصلی و عمده در افزایش تولید با به کار گیری روش های پیشرفته و کارآمد تولید با بهره وری بالا تامین می شود. در ایران محدودیت سرمایه به عنوان یکی از عوامل تولید در بخش صنعت افزایش تولید از طریق اول را در دراز مدت محدود می سازد، لذا توجه به روش دوم یعنی بالا بردن بهره وری عوامل تولید ضرورتی اجتناب ناپذیر برای افزایش عرضه ی محصولات صنعتی است.

در دیدگاه کندریک و کریمر (Kanderc & Crimer, 1990) بهره وری صنعتی تحت تأثیر عوامل تولید مثل سرمایه و نیروی کار قرار دارد. اما در عصر حاضر پژوهش های اقتصاددانان نشان می دهد که علاوه بر سرمایه فیزیکی و نیروی کار متغیرهای دیگری بر بهره وری صنعت موثر است، از پر اهمیت ترین این متغیرها می توان از تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی یاد کرد. تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی فناوری های جدید و بهبود یافته ای را برای نهاده ها و روش های تولید فراهم می کند. با وجود سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه بهره وری منابع افزایش می یابد و نهاده های جدید با بهره وری بالاتر تولید می شود. از نگاه دیگر سرمایه انسانی باعث انتقال تابع تولید بخش های اقتصادی به سمت بالا می شود و هزینه هر واحد نهاده اضافی به کار رفته با فناوریهای جدید را می کاهد (Coe, 2006).

رسموسن (Rasmussen, 2006) در پژوهشی با استفاده از روش معادلات همزمان عوامل مؤثر بر تغییرات بهره وری در صنایع استرالیا را برای ۳۰ سال متوالی مورد تحلیل قرار داد. نتایج مدل وی نشان داد که عوامل تکنولوژیکی و سرمایه انسانی علت اصلی تغییرات بهره وری در این کشور بوده است.

هیونبا (Hyunbae, 2008) در تحقیقی به بررسی تأثیر سرمایه گذاری تحقیق و توسعه داخلی و خارجی بر بهره وری صنعت آمریکا پرداخت. وی به منظور تخمین مدل از روش معادلات به ظاهرنامرتبط استفاده کرد. نتایج مدل نشان داد که موجودی R&D دولتی به طور مستقیم در بهره وری صنعت و به طور غیر مستقیم در موجودی R&D بخش خصوصی تأثیر داشته است.

شوماخر (Schumacher, 2009) با استفاده از شاخص تایل به محاسبه بهره وری کل عوامل تولید برای برخی محصولات صنعتی هندوستان نظیر صنعت سیمان و لاستیک در دوره زمانی ۲۰۰۷ – ۱۹۵۷ پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که بهره وری صنعت سیمان و لاستیک دراثر افزایش مخارج تحقیق و توسعه رشد می یابد.

گوتیرز (Gutireze, 2011) در پژوهشی به بررسی ارتباط دراز مدت بین بهره وری کل عوامل تولید صنعت و موجودی سرمایه تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی با استفاده از روش همجمعی جوهانسن برای صنایع ۲۷ کشور در دوره زمانی ۲۰۱۱ – ۱۹۸۰ پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که بهره وری صنایع به طور مثبت و معنی داری تحت تأثیر موجودی سرمایه R & D داخلی و خارجی هر کشور است، اما میزان این تأثیر بسته به نوع سرمایه انسانی خلاق در هر کشور است.

امینی (Amini, 2011) به بررسی ارتباط بین بهره وری با تحقیق و توسعه در اقتصاد ایران پرداخت. نتایج مطالعه وی با استفاده از رهیافت VAR (مدلهای با وقفه برداری) نشان داد که انباشت سرمایه تحقیق و توسعه و درجه بازی اقتصاد دارای تأثیر معنی دار و مثبت بر بهره وری کل اقتصاد است.

آنچه از مطالعه تحقیقات قبلی برداشت می شود نقش بارز و غیر قابل انکار هزینه های تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی بر عملکرد بهره وری بخش های اقتصادی از جمله صنعت است. با توجه به مطالب ارائه شده و از آنجا که بخش صنعت اهمیت ویژه ای در اقتصاد ایران دارد و در سال ۱۳۹۰، این بخش تأمین کننده ی بیش از ۴۰ درصد تولید ناخالص داخلی، ۳۰ درصد اشتغال و ۳۷ درصد صادرات غیر نفتی بوده است(مرکز آمار ایران)، لذا هدف این تحقیق اندازه گیری و تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر بهره وری کل عوامل تولید بخش صنعت با وجود متغیر های درجه بازی اقتصاد، هزینه های تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی است.

۲- مواد و روشها

رومر و سالائی مارتین در تبیین منابع رشد اقتصادی، تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی را به عنوان وسیله ای برای تولید کالای سرمایه ای جدید معرفی می کنند. آنها از تحقیق و توسعه به عنوان ابزاری برای ایجاد اثرات جانبی در موجودی علم و دانش یاد می کنند. یکی از یافته های مدل سالائی مارتین آن است که رشد درون زا در آن می تواند از طریق انباشت دانش و بدون سرمایه گذاری در کالاهای سرمایه ای فیزیکی ایجاد شود. در روش سالائی مارتین فرض می شود که تعداد نهاده ها (کالاهای سرمایه ای) بسیار متنوع است، به طوری که داریم (Grossman, 2007).

$$K = \sum_{i=1}^{x} X_i \qquad (۱)$$

در رابطه فوق X_i انواع مختلف کالاهای سرمایه ای است که مفید بوده و قابل انباشت می باشد. مصرف کنندگان با در آمد Y، تصمیم می گیرند که چه مقدار مصرف (C) و چه مقدار پس انداز (K) نمایند. پس انداز آنها جریان سرمایه اولیه ای است که می تواند به وسیله بنگاه ها استفاده شود. در این مدل از نیروی کار چشم پوشی شده است و در نتیجه تنها منبع در آمدی مصرف کنندگان، فروش سرمایه اولیه یا اوراق بهادار می باشد.

$$Y = rK \qquad (۲)$$

حال در چنین شرایطی نرخ رشد در وضعیت یکنواخت برابر رابطه (۳) خواهد شد.

$$\frac{C^{\circ}}{C} = \frac{K^{\circ}}{K} = \gamma = \theta^{-1}[R\,\&\,D - p - \sigma] \qquad (۳)$$

در رابطه بالا نشان داده می شود که در فقدان پیشرفت های فنی برون زا،
عامل تحقیق و توسعه به تعداد و تنوع کالاهای سرمایه ای کمک کرده و نرخ رشد در وضعیت یکنواخت صفر نمی باشد.
در واقع تحقیق و توسعه صنعتی اثر خود را از طریق ایجاد نوآوری و اصلاح کالای سنتی بر بهره وری القای می کند، بنابراین رابطه (۴) مبین ارتباط بهره وری کل عوامل تولید صنعت با تحقیق و توسعه است.

$$TFP_{industry} = \sqrt[\alpha+\beta]{A(1-\alpha-\beta)^{2(1-\alpha-\beta)}}\ \ \theta\int_0^t R\,\&\,D(t)dt \qquad (۴)$$

رابطه فوق بر اساس یک تابع تولید کاپ داگلاس برای بخش صنعت پایه ریزی شده است. بر اساس دیدگاه گوتیرز (Gutireze,2011)، با استخراج تابع تقاضای نهاده Xj به عنوان نهاده واسطه ای موثر از هزینه های تحقیق و توسعه نشان داده می شود که بهره وری کل تابعی از هزینه های تحقیق و توسعه است. در رابطه (۵)، β و α کشش های تولید برای نهاده های نیروی کار و سرمایه فیزیکی می باشند.

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}\sum(X_J)^{1-\alpha-\beta} \qquad \alpha,\beta > 0 \qquad \& \qquad \alpha+\beta > 0 \qquad (۵)$$

از طرف دیگر کیفیت نیروی انسانی، مهم ترین عامل موثر بر بهبود بهره وری است. تا اوایل دهه ۱۹۵۰ بیشتر تصور می شد که عامل اصلی و ریشه عقب ماندگی کشورهای در حال توسعه، کمبود سرمایه های مادی و فیزیکی است. در پرتو چنین طرز تفکری، این کشورها از راه های مختلف به جذب سرمایه می پرداختند که خود عوارض عدیده ای در تشدید وابستگی داشت. اما امروزه به اهمیت سرمایه گذاری انسانی به عنوان یکی از زمینه ها و راه های اصلی افزایش بهره وری پی برده شده است. در واقع خصوصیات کیفی انسان، نوعی سرمایه است. زیرا که این خصوصیات می توانند باعث بهره وری و تولید بیشتر و رفاه بالاتر شود.

در مدل رشد لوکاس نیز پارامتر های θ, p, φ به ترتیب بهره وری سرمایه انسانی از طریق سالهای تحصیل، نرخ ترجیحات زمانی و کشش مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف است. اگر $\varphi = 0$ باشد ، یعنی اثرات خارجی وجود نداشته باشد، رابطه لوکاس نیز شبیه رابطه سالایی مارتین خواهد شد.

$$\gamma_C = \gamma_K = \gamma_H = \gamma = \theta^{-1}[\varphi - p - \sigma] \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، φ پارامتر بهره وری دانش (سرمایه انسانی)، رشد بلند مدت را به همراه می آورد. در واقع در صورت نبود پیشرفت فنی برون زا، نرخ رشد بلند مدت توسط پارامتر انباشت سرمایه انسانی توضیح داده می شود. در حقیقت مدلهای رشد سالایی مارتین و لوکاس تبیین کننده تحولات رشد و ارتقای بهره وری از ناحیه مخارج تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی می باشند(Lucas & Salaimartin, 2007). در این راستا مطالعات اقتصاددانان توسعه نشان می دهد که علاوه بر تحقیق و توسعه داخلی، نقش تجارت بین الملل و سرریز تحقیق و توسعه خارجی در مدلهای رشد غیر قابل اغماض است. در این پژوهش به منظور ارائه ارتباط بین رشد بهره وری کل عوامل تولید صنعت و مخارج تحقیق و توسعه و نیز شناسایی عوامل موثر دیگر بر گسترش رشد بهره وری صنعت، از تلفیق مدل های کو و هلپمن (Coe & Helpman,2000) و رومر (Romer,2009) با کمی تغییرات استفاده می شود، لذا رابطه (۷) به صورت زیر نوشته می شود.

$$Q_t = AHum_t^{\varepsilon} Openness_t^{\delta} R\&Df_t^{\gamma} R\&D_{dt}^{\beta} \sum_{i=1}^{n} X_{it}^{\alpha i} \quad (۷)$$

که در آن Q_t محصول کل صنعت (ارزش افزوده بخش به قیمت سال پایه ۱۳۷۶)، A مقدار ثابت، X_i ها نهاده هایی نظیر نیروی کار، سرمایه و انرژی بوده و R&Df نشانگر تحقیق وتوسعه داخلی$R\&D_d$ میزان تحقیق وتوسعه شرکای تجاری، Openness علامت درجه بازی اقتصاد است که بصورت مجموع صادرات و واردات بخش بر تولید ناخالص ملی است. همچنین Hum نمایانگر متغیر سرمایه انسانی در این پژوهش است که بر روی TFP صنعت می تواند تأثیرگذار باشد. براساس رابطه بهره وری کل عوامل تولید از طریق مانده سولو می توان به صورت زیر نوشت.

$$TFP = \frac{Q_t}{\prod_{i=1} n X_{it}^{\alpha i}} = AHum_t^{\varepsilon} Openness_t^{\delta} R\&DF_t^{\gamma} R\&D_{dt}^{\beta} \quad (۸)$$

با لگاریتم گیری از رابطه (۸) می توان رابطه (۹) را بدست آورد.

$$\log TFP = \log A + \varepsilon \log Hum + \delta \log Opennesst + \gamma LogR\&Df + \beta LogR\&D_{dt} \quad (۹)$$

در رابطه (۹)، برای محاسبه انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری از فرمول کو و هلپمن (CH) به شکل رابطه (۱۰)، استفاده شده است.

$$S^{CH} = \sum_{Ji}^{K} \frac{m_{ij}}{m_i} sj^{d} \qquad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، متغیرهای S_j ، m_i، m_{ij} به ترتیب جریان واردات کالایی از شرکای تجاری کشور، کل واردات کشور از بیست شریک تجاری، انباشت سرمایه تحقیق و توسعه هر یک از شرکای تجاری می باشند.

الگوی مورد استفاده برای برآورد متغیر های این مدل رهیافت ARDL است. متخصصین اقتصادسنجی در مطالعات خود نشان دادند که در صورت ناپایا بودن متغیر های الگو، برآورد کننده های حداقل مربعات ناسازگار خواهد بود و ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب بینجامد. لذا آنها کوشش کردند تا با غلبه بر ایراد فوق در صدد دست یابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر ها برآیند که از آن جمله می توان به مطالعه پسران (۲۰۱۱) اشاره کرد. رهیافت ارائه شده توسط این محقق موسوم به روش خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) است. در روش ARDL توجه به درجه همجمعی متغیرها اهمیتی ندارد و تنها با تعیین تعداد وقفه های مناسب برای متغیر ها می توان بردار منحصر به فردی را که رابطه بلند مدت را ایجاد می کند ، به دست آورد. این روش روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیر های توضیحی الگو را به طور همزمان تخمین می زند. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خود همبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خود هم بستگی سریالی و درون زایی هستند، تخمین های به دست آمده ازآنها نااریب و کارا خواهد بود(Pesaran, 2011).

در روش ARDL برای تخمین رابطه دراز مدت می توان از روش دو مرحله ای به نحو زیر استفاده کرد. در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیر های تحت بررسی آزمون می گردد. برای این منظور مدل پویای ARDL تخمین زده می شود. در این مدل اگر مجموع ضرایب برآورد شده با وقفه های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد ، الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش دارد. لذا برای تست همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد.

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0 \qquad (۱۱)$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S_\beta} \qquad (۱۲)$$

حال با مقایسه کمیت آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، و مستر (Banarji & Master, 2000) در سطح اطمینان مورد نظر، می توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی دراز مدت بین متغیر های الگو پی برد. فرم کلی رابطه ARDL به صورت زیر است.

$$y_t = B_0 + \sum_{i=1}^{m} B_i y_{t-1} + \sum_{i=0}^{k1} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^{k2} \alpha_{i2} Z_{t-i} + \ldots + u_t \qquad (۱۳)$$

که در آن $\sum B_i y_{t-1}$ مجموعه ای از متغیر های وابسته با وقفه ، $\sum \alpha_{1,} x_{t-i}$ و $\sum \alpha_{2,} z_{t-i}$ مجموعه ای از متغیر های مستقل با وقفه و B_0 ، B_i ، a_{i1} ، a_{i2} ضرایب جملات معادله رگرسیون (پارامتر های مورد برآورد مدل) هستند. در روش ARDL حداکثر تعداد وقفه های متغیر توسط پژوهشگر با توجه به تعدد مشاهدات و ماهیت الگو تعیین می شود. سپس بر

اساس یکی از چهار ضابطه آکائیک ، شوارتز– بیزین ، حنان کوئین و R^2 یکی از رگرسیون های برآورد شده انتخاب می شود. برتری روش ARDL آن است که علاوه بر ایجاد روابط پویا و بلند مدت میان متغیرها، می تواند الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت (ECM) را نیز ارائه کند (Pesaran,2011). داده های مطالعه نیز از منابع آماری بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، بانک جهانی و مطالعات امینی و صباغ اخذ گردید. دوره مطالعه این پژوهش نیز بین سالهای ۱۳۸۸– ۱۳۵۸ در نظر گرفته شده است.

در مورد مانایی متغیرها و برای جلوگیری از شکل گیری رگرسیون کاذب بین بهره وری کل عوامل تولید در بخش صنعت، تحقیق و توسعه با وقفه و سایر متغیر های الگو ابتدا ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت، برای این منظور از آزمون دیکی– فولر تعمیم یافته استفاده شد. نتایج بدست آمده از این آزمون در جدول (۱) آورده شده است. همان طور که در جدول (۱) ملاحظه می شود متغیر های تحقیق و توسعه داخلی، بهره وری کل عوامل تولید در بخش صنعت و درجه بازی اقتصاد با یک بار تفاضل گیری مانا شده اند، به بیان دیگر در واحد سطح متغیرهای اشاره شده ایستا نیستند، ولیکن بقیه متغیر ها در واحد سطح مانا می باشند.

جدول شماره(۱): آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش

نام متغیر	اندازه وقفه	اندازه جبری	آماره ADF	مقادیر مک کینون ٪۱	٪۵	٪۱۰	وضیت سری
$\Delta LR\&D$	۲	عرض از مبدا	– ۴/ ۷۴	–۳ /۶	–۲/۹	–۲/۶	مانا I(1)
$LR\&Df$	۱	عرض از مبدا و روند	–۵/۳۱	–۴/۳۰	–۳/۵۷	–۳/۲۲	مانا I(0)
$\Delta Lopenness$	۲	عرض از مبدا و روند	–۵/۲۵	–۴/۳۳	–۳/۵۷	–۳/۲۲	مانا I(1)
$Lhum$	۲	عرض از مبدا	–۶/۸۴	–۴/۳۰	–۳/۵۷	۳/۲۲	مانا I(0)
$\Delta LTFPind$	۱	عرض از مبدا	–۴/۴۴	–۳/۶۹	–۲/۹۸	–۲/۶۲	مانا I(1)

در ادامه بعد از سنجش مانایی متغیرها، نتایج حاصل از برآورد مدل پویای خود توضیح برداری با وقفه های گسترده از طریق ضابطه شوارتز - بیزین و با استفاده از نرم افزار Microfit(5) در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول شماره (۲): نتایج حاصل از مدل پویای (۱و۰ و۰ و ۱ و۱) ARDL

نام متغیر	ضریب	آماره t
$LTFP_{ind}(-1)$	۰/۱۴	۳/۰۹
Lhum	۰/۰۵	۱/۶
Lhum (-1)	۰/۰۳۵	۱/۹
LR&D	۰/۱۲	۲/۱
Lopenness	۰/۵۱	۶/۴
LR&Df	۰/۷۱	۳/۳
LR&Df(-1)	۰/۵۷	۲/۱
C	−۵/۵۵	−۴/۲
T	−۰/۰۷	−۲/۷
R^2 = ۰/۹۸	DW = ۲/۲	F(۱۲,۸) =۳۵۶

اکنون بعد از برآورد مدل، با استفاده از ضرایب پویای الگو وجود ارتباط دراز مدت بین متغیرها آزمون می شود. برای این منظور آماره t به صورت تفاضل ضریب متغیر باوقفه بهره وری صنعت از کمیت یک، تقسیم بر انحراف معیار این متغیر به میزان تقریبی۴۴ /۱۳− = t اندازه گیری گردید. از آنجا که مقدار آماره محاسباتی در مدل از مقدار آماره ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵٪ (۴/۷۶−) بزرگتر است، فرضیه وجود رابطه بلند مدت بین متغیر های الگو تایید می شود.

نتایج مدل پویای ARDL نشان می دهد که همه ضرایب برآورد شده دارای تأثیر مثبت بر روی بهره وری صنعت است. ضرایب در سطح اطمینان ۵ و ۱۰ درصد معنی دار بوده و مدل برآوردی دارای مشکلات اقتصادسنجی نظیر خود همبستگی و واریانس ناهمسانی نیست. طبق آزمون کای− دو محاسبه شده جملات پسماند مدل به صورت نرمال توزیع شده اند. در این مدل نشان داده می شود که بهره وری صنعت علاوه بر متغیر های مستقل با بهره وری سال ماقبل نیز در ارتباط است. به طوری که متغیر بهره وری با یک سال تأخیر دارای تأثیر ۰/۱۴ و مثبت بر روی بهره وری صنعت است. نتایج تخمین رابطه بلند مدت مدل به شکل جدول (۳) ارائه می شود:

جدول شماره(۳): رابطه بلندمدت میان بهره وری کل صنعت با عوامل موثر بر آن

نام متغیر	ضریب	آماره t
Lhum	۰/۱۸	۲/۴
LR&D	۰/۱۶	۲/۱
Lopenness	۰/۴۲	۲/۲
LR&Df	۰/۷۶	۴/۳
C	−۲/۵	−۴/۲
T	−۰/۰۹	−۱/۹

در جدول (۳) اعداد داخل پرانتز آماره t مربوط به ضرایب مدل تخمینی می باشند. همه ضرایب در سطح ۹۰ درصد اطمینان معنی دار می باشند. در این مدل ارتباط بین تحقیق و توسعه داخلی و خارجی به همراه درجه بازی اقتصاد و سرمایه انسانی با بهره وری صنعت در بلند مدت سنجیده می شود، همان طور که مشخص است در بلند مدت بهره وری صنعت با تحقیق و توسعه داخلی با ضریب کشش ۰/۱۶ در ارتباط است. در مدل تخمینی فوق نشان داده می شود که اهمیت تحقیق و توسعه خارجی بر روی بهره وری بسیار بیشتر از تحقیق و توسعه داخلی است. این مساله همان طور که قبلا عنوان شد به خاطر سرمایه گذاری کم ایران در تحقیق و توسعه صنعتی است. در الگوی پویای کوتاه مدت نشان دادیم که تحقیق و توسعه خارجی با یک سال تاخیر (وقفه یک ساله) دارای کشش ۰/۵۷ بر روی بهره وری صنعت ایران است. درجه بازی اقتصاد متغیر دیگری است که دارای تأثیر مهم و معنی دار بر روی بهره وری می باشد به طوریکه هر یک درصد تغییر مثبت در درجه بازی اقتصاد سبب ۰/۴۲ واحد افزایش بهره وری کل عوامل تولید صنعت خواهد بود.

سرمایه انسانی نیز دارای تأثیر مثبت و معنی دار بر بهره وری صنعت تشخیص داده شد. بدیهی است که بدون نیروی انسانی خلاق و تحصیل کرده امکان افزایش بهره وری وجود نخواهد داشت. برای این متغیر از نرخ باسوادی شاغلان در بخش صنعت استفاده گردیده است. متغیر روند زمانی نیز بیانگر اثر منفی سایر عوامل موثر بر بهره وری کشاورزی است که بنابه دلایل اقتصادسنجی وارد مدل نشده اند.

اما وجود همگرایی بین مجموعه حاضر باعث می شود که از مدلهای تصحیح خطا (ECM) در این بخش استفاده شود. مدلهای تصحیح خطا در واقع نوسان های کوتاه مدت متغیرهای ارائه شده در الگو را به مقادیر بلند مدت آن ارتباط می دهند. در این بخش به منظور بررسی روابط کوتاه مدت بین بهره وری کل عوامل تولید صنعت و سایر متغیر های مورد مطالعه از این مدلها استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

نتایج مدل تصحیح خطا در مورد بهره وری صنعت نشان می دهد که همه متغیر های تحت بررسی در سطح خطای ۵ درصد معنی دار بوده و مطابق با جریان تئوریکی مساله است. ضریب جمله Ecm(-1) نیز در مدل کوتاه مدت ۰/۸۴− است که از نظر آماری کاملا معنی دار بوده، بر طبق انتظار منفی است. همان طور که می دانیم این ضریب نشان دهنده بی تعادلی کوتاه مدت به

سمت تعادل بلند مدت است. بر اساس این ضریب حدود ۸۴ درصد از عدم تعادل بهره وری صنعت در یک دوره در دوره بعد تعدیل می شود.

جدول شماره (۴): ضرایب مربوط به الگوی کوتاه مدت و مدل تصحیح خطای بهره وری کل صنعت

متغیر	ضریب	آماره t
dHum	۰/۰۳۹	۱/۹
dLR&D	۰/۱۲	۲/۱
dLopenness	۰/۴۹	۶/۴
dLR&DF	۰/۶۱	۲/۶
dC	−۵/۵	−۳/۲
dT	−۰/۰۹	−۶/۷
Ecm(-1)	−۰/۸۴	−۲/۶
R^2 =۰/۸۸		DW =۲/۳

۳- نتایج و بحث

نتایج این پژوهش با استفاده از مدل پویای رگرسیونی با وقفه های گسترده (ARDL) و در قالب نرم افزار Microfit(5) با جمع آوری داده های ۳۰ ساله ایران نشان داد که سرمایه گذاری در تحقیق و توسعه داخلی و خارجی بر بهره وری کل عوامل تولید صنعت تأثیر مثبت دارد، اما تأثیر تحقیق و توسعه شرکای تجاری بیشتر از تحقیق و توسعه داخلی است. واقعیت امر آن است که بخش عظیمی از هزینه های تحقیق و توسعه جهان متوجه کشورهای بزرگ و توسعه یافته است. در کنار این مسأله سرمایه گذاری های انجام شده بر روی فعالیت های R&D در کشور اندک و در مقایسه با کشورهای دارای صنایع نوین هنوز راه زیادی را برای طی کردن دارد. حساسیت بالای بهره وری صنعت نسبت به تحقیق و توسعه بین المللی نشان دهنده اهمیت گزینش شرکای با انباشت سرمایه R&D بالای صنعتی است. از طرفی درجه بازی اقتصاد نیز دارای اثر مثبت و معنی دار بر بهره وری صنعت شناخته شد. همین طور نشان داده شد که سرمایه انسانی به دلیل خلاقیت و دانش خود می تواند در ارتقای بهره وری صنایع کشور دارای اثر مثبت باشد(جدول ۳). بنابراین به طور خلاصه برخی نتایج حاصل از این تحقیق عبارتند از:

الف) از آنجا که در این مطالعه ضریب تحقیق و توسعه دولتی به طوری نسبی پایین است لذا لازم است سهم قابل توجهی از تولید ملی به هزینه های تحقیق و توسعه اختصاص یابد و بودجه تحقیقاتی بخش صنعت تا حد استاندارد های جهانی افزایش یابد.

ب) به دلیل اهمیت تحقیق و توسعه خارجی در مدل ارائه شده، لازم است که در انتخاب شرکای تجاری در آینده صنعت کشور دقت لازم به خرج داده شود، چرا که سرریز تحقیق و توسعه از کشورهای با دانش بالا بیشتر از کشورهای ضعیف و در حال توسعه است.

ج) بر اساس نتایج مطالعه به افزایش توان سرمایه انسانی مستقر در بخش صنعت از طریق ارتقای سطح دانش ونوآوری فکری آنها اهمیت ویژه ای داده شود تا از این رهگذر بهره وری صنعت دچار تحول عمده ای گردد.

۴- منابع

1. Amini, A. (2011).The evaluation of TFP in Iran. Review of Economics Journals, 32(1), 111-128.

2. Coe, T., & Helpman, E. (2007).International R&D spillovers. European Economic Review, 39(4), 211-231.
3. Emami, A. (2010).The concept of productivity and efficiency. Allameh Tabatabai University Press.120-210.
4. Gutierrez, L. (2011).Labour productivity in some countries. Journal of Economics, 3(4), 186-204.
5. Grossman, G. (2007), Trade and Growth. American Economic Review, 80(1), 211-232.
6. Helpman, E. (2001).TFP in economics. Journal of industrial economy,6(1),32-54. 4-7-7-Hunbaye, J. (2008).The Role of Productivity Growth: The Case of industry in US. Journal of American Economics, 21(2), 132-150.
7. Huffman, W. (2006). R&D for industry: Long run perspective. Iowa State University Press. 100-219.
8. Andric, D., &Crimer, A.(1990).The index of productivity for economics. Economic Policy Journals, 32(3),113-128
9. Lucas, W., & Salaimartin, S. (2007).Growth model theory. Journal of American Economics, 23(4), 127-156.
10. Pesaran, M. (2011). Working with Microfit (5).Oxford University Press.210-401.
11. Romer, S. (2009). Growth model theory and practice. Willy Press.19-200.
12. Schumacher, R.(2009).The survey of India industry TFP. Journal of Management, 21(3), 11-28.
13. Satayeh, A. (2011). The TFP and R&D relationship in India. Journal of India Economics, 12(3), 56-78.