نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌های اقتصاد صنعتی
سال سوم، شماره ۷، بهار ۱۳۹۸ (۶۲ ـ ۴۹)

Quarterly Journal of Industrial Economics Researches
Vol. 3, No. 7, Spring 2019

آزمون اثرات تحقیق و توسعه بر رشد بهره‌وریِ نیروی کار در صنایع کوچک ایران

ایمان چراتیان[1*]، صالح گل تبار[2]

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد، عضو هیات علمی گروه پژوهشی اقتصاد جهاد دانشگاهی واحد تربیت‌مدرس
۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، عضو گروه پژوهشی اقتصاد جهاد دانشگاهی واحد تربیت‌مدرس

دریافت ۹۴/۱۰/۵ پذیرش ۹۵/۶/۱۳

Examining the Effects of R&D on Labor Productivity Growth in Iranian Small Industries

Iman Cheratian[1*] , Saleh Goltabar[2]

1. Economics Ph.D. Student, Academic Center for Education, Culture and Research (ACECR) on Tarbiat Modares University
2. M.A. in Economics, Academic Center for Education, Culture and Research (ACECR) on Tarbiat Modares University

Received: 5/ January /2015 Accepted: 3/September/2016

چکیده

باتوجه به اهمیت مخارج تحقیق وتوسعه R&D بر رشد بهره‌وری بنگاه‌های صنعتی، در پژوهش حاضر میزان اثرگذاری مخارج R&D بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار در صنایع کوچک کشور در دورهٔ زمانی ۹۲-۱۳۷۳ آزمون شده است. برای برآورد مدل‌های تحقیق و انجام تخمین‌های موردنیاز از روش داده‌های ترکیبی پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته(GMM) استفاده شده است. نتایج بیانگر آن است که تمامی شاخص‌های درنظر گرفته شده برای مخارج R&D اثرات مثبت و معنی‌داری را بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار برجای می‌گذارند. به‌عبارت‌دیگر، هزینه کردن در بخش‌هایی نظیر تحقیق وتوسعه، آزمایشگاه، خرید و به روز رسانی نرم‌افزار و برگزاری دوره‌های آموزشی برای کارکنان صنایع کوچک می‌تواند به‌طور مثبت و معنی‌داری بر نرخ رشد بهره‌وری آنان اثرگذار باشد. به‌علاوه، اثر مجموع مخارج R&D بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار نیز مثبت و معنی‌دار و معادل ۱۶/۰۷ درصد برآورد شده است.

واژه‌های کلیدی: تحقیق و توسعه، رشد بهره‌وری نیروی کار، صنایع کوچک، رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه بندی Jel O3,J24,L25

Abstract

Regarding the importance of research and development (R&D) expenditure on industrial firms'productivity growth, in this study, the R&D expenditure effectiveness has been examined on the labor productivity growth rate of small industries during 1994-2013. In order to estimate the models, the dynamic panel data method and Generalized Method of Moments(GMM) estimators are used. The results show that the all R&D expenditure indicators which considered have positive and significant effects on the labor productivity growth. In other word, spending in sectors such as: R&D ,laboratories, buying and updating software and training workshops for employees of small industries can be effective in labor productivity growth rate positively and significantly. Furthermore, the effect of total R&D expenditure on labor productivity growth has been estimated positive, significant and equal to 16.07 percent.

Keywords: R&D, Labor productivity growth, Small industries, GMM method.
JEL Classifications: O3,J24,L25

نویسنده مسئول: ایمان چراتیان

*Corresponding Author: Iman Cheratian
Email: cheratian@acecr.ac.ir

۱. مقدمه

از زمان انتشار مقاله رابرت سولو (۱۹۵۷)[1] تاکنون، مطالعات بسیاری درخصوص بررسی ارتباط بین پیشرفت فناورانه و رشد به انجام رسیده است. اما مشکلات اندازه‌گیری مقدارِ صحیحِ پیشرفت فناوری، بسیاری از محققین را ناگزیر ساخته تا در تحلیل‌های خود از مخارج تحقیق‌وتوسعه(R&D)[2] استفاده کنند، زیرا مخارج R&D موجب بهبود ظرفیّت‌های فنی و به‌دنبال آن رشد اقتصادی می‌شود. همان‌طور که گریلیچز[3] (۱۹۷۹) بیان می‌کند، اگر رشد بهره‌وری را به درستی مورد سنجش قرار دهیم، به ارتباط آن با مخارج تحقیق‌وتوسعه پی‌خواهیم برد. فعالیّت‌های تحقیق‌وتوسعه از چند کانال مختلف باعث افزایش بهره‌وری می‌شوند. نخست: امکان تولید کالاها و خدماتِ جدید میسّر شده که افزایش بهره‌وری در استفاده از منابع را به‌همراه دارد. دوم: دستیابی به پیشرفت‌های فناورانهٔ سایر کشورها تسهیل می‌شود. سوم: دستاوردهای حاصل از فعالیّت‌های تحقیق‌وتوسعه خارجی می‌تواند از طریق آموزش فناوری‌ها و فرآیندهای تولیدیِ نوین به‌طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق واردات کالاها و خدماتی که فناوری نوینی دارند، بهره‌وری داخلی را افزایش دهد (کو و هلپمن[4]، ۱۹۹۵). لذا می‌توان گفت که سرمایه‌گذاری در بخش R&D موجب بروز اثرات نسبی بر رشد بهره‌وری می‌شود.

پژوهش حاضر در راستای مطالعات انجام شده در خصوص ارتباط فعالیّت‌های R&D با رشد بهره‌وری نیروی کار در سطح صنعت، به مطالعه و واکاوی این ارتباط در بخش صنایع کوچک و کارآفرین ایران می‌پردازد.[5] به همین منظور، در ابتدا و پس از بیان مقدمه و مسئلهٔ تحقیق، پیشینه‌ای از مطالعات تجربی سایر کشورها در زمینه ارتباط فعالیّت‌های تحقیق‌وتوسعه با رشد بهره‌وری بررسی می‌شود. سپس مبانی نظری، داده‌های استفاده شده و مدل نظری پژوهش ارائه می‌شود. بخش چهارم نیز شامل نتایج برآورد مدل نظری در ۳۱ استان کشور است. در بخش پایانی، خلاصه‌ای از نتایج و پیشنهادات تحقیق ارائه می‌شود.

۲. مروری بر مطالعات تجربی

به‌طورکلی، پیشینه‌ای غنی در مورد بررسی اثر فعالیّت‌های تحقیق‌وتوسعه بر رشد بهره‌وری وجود دارد که در اغلب مطالعات صورت گرفته از روش تابع تولید استفاده شده است. همچنین، برخی دیگر از محققین عملکرد بنگاه را توسط متغیرهای مستقلی مانند: سرمایهٔ فیزیکی، سرمایهٔ انسانی و R&D و باتوجه به اندازهٔ بنگاه بررسی کرده‌اند. در بسیاری از مطالعات، مشاهده شده است که مخارج R&D سهم قابل توجهی در افزایش بهره‌وری بنگاه‌ها داشته است. شواهد تجربی گسترده‌ای از این فرضیه پشتیبانی می‌کند که مخارج R&D اثرات مثبت و معنی‌داری را بر بهره‌وری (در سطح کشور، بخش و بنگاه) برجای می‌گذارد.

براساس ادبیات موجود، دو راهکار کلی برای بررسی ارتباط بهره‌وری با سرمایهٔ فناورانه[6] وجود دارد. می‌توان با توجه به سرمایهٔ فناورانه، کشش تولید را محاسبه کرد و از سوی دیگر به محاسبهٔ نرخ بازگشت سرمایه R&D پرداخت. برای مثال گریلیچز و مایرس[7] (۱۹۸۹) در مطالعهٔ خود آثار مخارج R&D بر بهره‌وری صنایع را در دو کشور آمریکا و فرانسه در دورهٔ زمانی ۱۹۷۸-۱۹۷۳ بررسی کردند. در مطالعهٔ آنان، تمرکز بر صنایعی بود که حجم بالایی از سرمایهٔR&D را در فعالیّت‌های خود استفاده می‌کردند. آن‌ها در مطالعه خود دریافتند که اثر R&D بر بهره‌وریِ بنگاه‌های دانش بنیان بسیار بیشتر از سایر بنگاه‌ها است. لیچنبِرگ و

---

1. Solow
2. Research and Development
3. Griliches
4. Coe and Helpman
۵. واژهٔ کارآفرین از آن جهت به صنایع کوچک اطلاق می‌شود که نتایج بررسی‌های تحقیق حاکی از آن است که در دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲، به‌طور متوسط حدود ۹۸/۵درصد از صنایع مذکور در مدیریت بخش خصوصی به فعالیت مشغول بوده‌اند (محاسبات محققین براساس نتایج طرح آمارگیری از کارگاه-های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر). بدین منظور، می‌توان این گروه از صنایع را یکی از عوامل مؤثر در توسعهٔ فعالیت‌های کارآفرینی در اقتصاد ایران به شمار آورد.
6. Technological Capital
7. Griliches and Mairesse

سیگِل[1] (۱۹۹۱) با استفاده از روش داده‌های تابلویی[2] و استفاده از اطلاعات صنایع کارخانه‌ای آمریکا در دورهٔ زمانی ۱۹۸۵-۱۹۷۲ چگونگی ارتباط R&D با رشد بهره‌وری نیروی کار را آزمون کردند. نتایج بررسی آن‌ها نشان می‌دهد که نرخ بازده R&D مثبت بوده و برای بنگاه‌هایی که برپایهٔ علوم و فناوری هستند، بیشتر است. در مطالعهٔ کشور فرانسه، هال و مایرس[3] (۱۹۹۵) با بِه‌روز کردن مطالعات پیشین خود و استفاده از آمار سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۸۷، نحوهٔ ارتباط بهره‌وری نیروی کار باR&D را آزمون کردند. در این مطالعه از اطلاعات مربوط به ۳۵۱ بنگاه استفاده شده است. عمدهٔ یافته‌های مطالعهٔ آنان حاکی از آن است که داشتن سابقه‌ای طولانی‌تر در سرمایه‌گذاری حوزهR&D در یک بنگاه باعث افزایش کشش آن بنگاه در بخش R&D می‌شود و اینکه به‌طورکلی سرمایهٔR&D در بنگاه‌های فرانسوی از سال ۱۹۷۰ تا یک دههٔ پس از آن روندی مثبت و افزایشی داشته است.

هاروف[4] (۱۹۹۸) نیز با استفاده از داده‌های تابلویی ۴۴۳ بنگاه آلمانی، در سال‌های ۱۹۸۹-۱۹۷۷رابطهٔ R&D با بهره‌وری نیروی کار را بررسی کرده است. وی دریافت که اثر سرمایه‌های R&D در بنگاه‌هایی با فناوری پیشرفته، بسیار بیشتر از سایر بنگاه‌ها است. طبق یافته‌های این مطالعه، کشش R&D در صنایع با فناوری پیشرفته بسیار قابل توجه و مابین ۰/۱۲۵ و ۰/۱۷۶ است، درحالی‌که کشش برای سایر بنگاه‌ها بسیار ناچیز و مابین ۰/۰۹۰ تا ۰/۰۹۶ است. واکِلین[5] (۲۰۰۱) در مطالعهٔ کشور انگلستان، با بررسی وضعیّت ۱۷۰ بنگاه در دورهٔ زمانی ۱۹۸۸-۱۹۹۶ رابطهٔ رشد بهره‌وری نیروی کار با شدت R&D را آزمون کرده است. وی دریافت که مخارج R&D اثرات مثبت و معناداری بر رشد بهره‌وری نیروی کار بنگاه‌ها دارد. کوان و اینوی[6] (۲۰۰۳) بیش از ۳۸۰۰ بنگاه ژاپنیِ با کمتر از ۵۰ نفر نیروی کار در سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۹۸ را مطالعه کردند. آن‌ها با استفاده از روش هال و مایرس به این نتیجه رسیدند که اثر R&D بر بهره‌وریِ نیروی کار بنگاه‌هایی که از صنایع با فناوری پیشرفته استفاد می‌کنند بسیار بیشتر از بنگاه‌هایی است که از صنایع با فناوری متوسط و یا پایین استفاده می‌کنند.

تسای و وانگ[7] (۲۰۰۴) با استفاده از تابع کاب-داگلاس رابطهٔ رشد بهره‌وری نیروی کار با مخارج R&D در ۱۵۶ بنگاه بزرگ تایوان در دورهٔ زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۴ را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که سرمایه‌گذاری در R&D اثر معنادار و مثبتی بر رشد بهره‌وری بنگاه‌ها داشته است. این مطالعه، براساس تفکیک بنگاه‌های با فناوری پیشرفته و سایر بنگاه‌ها بوده است که نتایج حاکی از آن است که این اثرگذاری در بنگاه‌های با فناوری پیشرفته بسیار بیشتر بوده است. روجر[8] (۲۰۰۶) رابطهٔ مذکور را در دههٔ ۹۰ میلادی برای ۷۱۹ بنگاه فعال در انگلستان بررسی کردند. یافته‌های روجر نشان می‌دهد که افزایش R&D منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار در انگلستان شده و در ۱۰ سال موردنظر، R&D بازده‌ای ثابت نسبت به مقیاس را تجربه کرده است.

متاگارسیا و فرناندز[9] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای، رابطهٔ رشد بهره‌وری نیروی کار با سرمایه‌گذاریR&D در دههٔ۱۹۹۰ در اسپانیارا بررسی کردند. در این مطالعه که با هدف محاسبهٔ نرخ بازگشت به مخارج R&D به انجام رسیده، شواهد حاکی از آن است که مخارج R&D اثرات مثبت و معنی‌داری بر رشد بهره‌وری نیروی کار برجای می‌گذارند. نرخ بازگشت به مخارج R&D نیز در حدود ۲۶٫۵۹٪ برآورد شده است.

اورتگا آرجیلس و همکاران[10] (۲۰۱۰) این سؤال را مطرح می‌کنند که آیا سرمایه‌گذاریِ R&D در صنایع با فناوری پیشرفته عامل موثری خواهد بود؟ آن‌ها برای دریافت پاسخ سؤال خود با استفاده از داده‌های خرد ۵۷۷ بنگاه برتر اروپا در زمینهٔ سرمایه‌گذاری R&D در سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۰۵ به این نتیجه رسیدند که ضریب بهره‌وریِ نیروی کار R&D به‌طور یکنواخت از بنگاه‌هایی با فناوری ضعیف به بنگاه‌هایی با

1. Lichtenberg and Siegel
2. Panel data
3. Hall and Mairesse
4. Harhoff
5. Wakelin
6. Kwon and Inui
7. Wang and Tsai
8. Roger
9. Meta -Garcia and Fernandez
10. Ortega- Argilés et al.

فناوری متوسط و بنگاه‌های با فناوری پیشرفته افزایش می‌یابد. بولیاسینو و پیانتا[1] (۲۰۱۱) نیز با استفاده از داده‌های تولید کالاها و خدمات در هشت کشور اروپایی دریافتند که مخارج R&D بر رشد بهره‌وری نیروی کار در این کشورها، تنها در میان صنایع با فناوری پیشرفته، مؤثر بوده است.

با بررسی مطالعات داخلی صورت گرفته در این زمینه، می‌توان اظهار داشت که مطالعه‌ای مشابه مطالعهٔحاضر در کشور صورت نگرفته است و اغلب مطالعات رابطهٔ تحقیق‌وتوسعه با بهره‌وری کل عوامل تولید را بررسی کرده‌اند. از جمله این مطالعات عبارتند از:

ابراهیمی (۱۳۸۲)، چگونگی تأثیر مخارج تحقیق‌وتوسعه و سرمایهٔ انسانی در توضیح رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران برای دورهٔ ۱۳۷۹–۱۳۴۷را تحلیل کرده است. نتایج نشان می‌دهند که سرمایهٔ انسانی تأثیر مثبتی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است. همچنین تأثیر مشاغل علمی، فنی و تخصصی بر رشد بهره‌وری بیش از مجموع مشاغل بوده است و اعتبارات تحقیق‌وتوسعه نیز در توضیح بهره‌وری کل عوامل تولید نقش اساسی داشته است.

واعظ و همکاران (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای، نقش مخارج تحقیق‌وتوسعه در ارزش افزودهٔ صنایع با فناوری بالا در ایران را در دورهٔ ۱۳۸۵–۱۳۶۷ با استفاده از داده‌های تابلویی بررسی کرده‌اند. یافته‌های تحقیق آن‌ها نشان‌دهندهٔ نقش مؤثر شاخص تحقیق‌وتوسعه در رشد ارزش افزودهٔ صنایع با فناوری برتر است. علاوه بر عوامل اصلی تولید (کار و سرمایه)، سرمایه‌گذاری در فعالیّت‌های تحقیق‌وتوسعه عامل مهم در انگیزش رشد تولید بخش‌های تولیدی و به‌ویژه این نوع صنایع است.

امینی و حجازی (۱۳۸۷) در مطالعهٔ خود، عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل در اقتصاد ایران با تأکید بر شاغلان دارای تحصیلات عالی، سرمایهٔتحقیق‌وتوسعه دولتی و نسبت تولید بالفعل به بالقوه، به‌عنوان شاخص بهره‌گیری از ظرفیّت‌ها را بررسی کردند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که در بلندمدت، سرمایهٔتحقیق‌وتوسعه دولتی و نسبت شاغلان با تحصیلات عالی، آثار معنادار و مثبتی بر بهره‌وری داشته است.

شاه آبادی و رحمانی (۱۳۸۹)، نقش تحقیق‌وتوسعه داخلی و خارجی و سرمایهٔ انسانی بر رشد بهره‌وری بخش صنعت اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۸۵–۱۳۳۸ را بررسی کردند. نتایج این تحقیق بیانگر آن است که سرمایهٔ انسانی و انباشت سرمایه تحقیق‌وتوسعه خارجی به‌ترتیب بیشترین اثر مثبت را بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید دارند. درحالی‌که از لحاظ مبانی نظری انباشت سرمایهٔ تحقیق‌وتوسعه داخلی نیز نقش تعیین کننده‌ای بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید دارد، اما به‌دلیل سرمایه‌گذاری اندک و ناچیز بودجه‌های تحقیقاتی داخلی و تقاضا محور نبودن فعالیّت‌های تحقیقاتی، تأثیرگذاری انباشت تحقیق‌وتوسعهٔ داخلی در مقایسه با انباشت تحقیق‌وتوسعهٔ خارجی، بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش صنعت ایران کمتراست

۳. مبانی نظری

بررسی مطالعات پیشین در خصوص بررسی ارتباط بهره‌وری با مخارج R&D، حاکی از آن است که عمدهٔ مطالعات انجام شده برپایهٔ مدل گریلیچز (۱۹۸۸، ۱۹۷۹) بنا نهاده شده‌اند. در این مدل، فاکتور سرمایهٔR&D نیز در کنار سایر مؤلفه‌های مؤثر بر تولید قرار می‌گیرد. برهمین اساس و برای تبیین چارچوب نظری تحقیق، ابتدا تابع تولید کاب–داگلاس را با درنظرگرفتن سه فاکتور موثر بر تولید نشان می‌دهیم:

$$Q_{it}=A.e^{\delta t}.C_{it}^{\alpha}.L_{it}^{\beta}.K_{it}^{\gamma}.e^{\mu i}.e^{\varepsilon it} \qquad (۱)$$

که در این رابطه i و t به‌ترتیب بیانگر صنعت و دورهٔ زمانی می‌باشند. همچنین Q بیانگر تولید، L بیانگر نیروی کار، Cشاخص سهم سرمایه فیزیکی، K شاخص سهم سرمایه تحقیق‌وتوسعه و A جمله ثابت می‌باشند. همچنین ضرایب β,α و γ بیانگر کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی، نیروی کار و سرمایه تحقیق‌وتوسعه می‌باشند. δ نیز به‌عنوان

1. Bogliacino andPianta

نرخ تغییرات فنی لحاظ شده[۱] و μدر قالب اثر مشاهده نشده خاص هر صنعت تبیین می‌شود که در طول زمان ثابت است. ε نیز جمله خطای تصادفی است. با تبدیل تابع فوق به فرم لگاریتمی و سپس نوع تفاضل مرتبه اول آن به روابط زیر می‌رسیم:[۲]

$$q_{it}=a+\delta t+\alpha c_{it}+\beta l_{it}+\gamma k_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

$$\Delta q_{it}=\delta+\alpha\Delta c_{it}+\beta\Delta l_{it}+\gamma\Delta k_{it}+\Delta\varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

اصولاً مهم‌ترین مانع در تخمین این‌گونه توابع، اندازه‌گیری صحیح موجودی سرمایه R&D است و برای رفع آن، برخی تبدیلات در فرم تابع کاب–داگلاس انجام می‌شود. ابتدا فرض می‌شود که تفاضل ضرایبِ نمایانگرِ بازدهی نسبت به مقیاس[۳] از عدد یک مقداری برابر π به‌خود می‌گیرد، پس داریم: $\pi=1-\alpha-\beta$. اگر مقدار ضریب π برابرصفر شود بیانگر آن است که تابع تولید نسبت به متغیرهای کار و سرمایه دارای بازدهی نسبت به مقیاس ثابت است. اگر لگاریتم متغیر نیروی کار از طرفین رابطهٔ(۲) کسر شود به رابطهٔ زیر می‌رسیم:

$$q_{it}-l_{it}=a+\delta t+\alpha c_{it}+\beta l_{it}+\gamma k_{it}-l_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

با جای‌گذاری عبارت $1-\alpha-\pi$ بجای ضریب β و انجام برخی محاسبات، رابطهٔ (۵) بدست می‌آید:

$$q_{it}-l_{it}=a+\delta t+\alpha c_{it}+l_{it}-\alpha l_{it}-\pi l_{it}+\gamma k_{it}-l_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

با تنظیم مجدد رابطه و تفاضل‌گیری مرتبهٔ اول رابطهٔ (۶) ارائه می‌شود:

$$\Delta(q-l)_{it}=\delta+\alpha\Delta(c-l)_{it}+\gamma\Delta k_{it}-\pi l_{it}+\Delta\varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

همانگونه که قبلاً نیز ذکر شد،γ نمایانگر کشش تولید به سرمایه R&Dاست که می‌توان به‌صورت رابطهٔ زیر نشان داد:

$$\gamma=\left(\frac{\partial Q}{\partial K}\right)_{it}\left(\frac{K}{Q}\right)_{it} \qquad (۷)$$

از سویی، نرخ رشد سرمایه R&D را می‌توان به‌صورت رابطهٔ (۸) نشان داد:

$$\Delta k_{it}=\left(\frac{\partial K}{K}\right)_{it} \qquad (۸)$$

حال اگر ضریبϑ را به‌عنوان بهره‌وری نهایی سرمایه R&D به‌صورت $\vartheta=\left(\frac{\partial Q}{\partial K}\right)_{it}$ نشان دهیم، ازطریق روابط (۷) و (۸) رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$\gamma\Delta k_{it}=\left(\frac{\partial Q}{\partial K}\right)_{it}\left(\frac{K}{Q}\right)_{it}\left(\frac{\partial K}{K}\right)_{it}=\vartheta\left(\frac{R}{Q}\right)_{it} \qquad (۹)$$

در این رابطه،R_{it}مخارجR&Dصنعتiدر دورهٔt می‌باشد. بنابراین، می‌توان R_{it} را جایگزینی برای سرمایه‌گذاری در بخش R&D درنظر گرفت. با لحاظ رابطهٔ (۹) می‌توان رابطهٔ (۶) را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta(q-l)_{it}=\delta+\alpha\Delta(c-l)_{it}-\pi\Delta l_{it}+\vartheta\left(\frac{R}{Q}\right)_{it}+\eta_{it} \qquad (۱۰)$$

در این رابطه $\eta_{it}=\Delta\varepsilon_{it}$؛ $\Delta(q-l)_{it}$ نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار، $\Delta(c-l)_{it}$ نرخ رشد نسبت سرمایه–کار، Δl_{it} نرخ رشد اشتغال و نسبت $\left(\frac{R}{Q}\right)_{it}$ نیز شدّت R&D یا موجودی فناورانه است. براساس رابطهٔ (۱۰) می‌توان گفت که برای انجام محاسبات تحقیق، به‌جای اطلاعات مربوط به موجودی سرمایه R&D می‌توان از داده‌های مربوط به مخارج R&D استفاده کرد.

۴. معرفی مدل تحقیق و توصیف متغیرها

همانگونه که ذکر شد، هدف اصلی مقالهٔ حاضر، بررسی میزان اثربخشیِ مخارج تحقیق‌وتوسعه بر رشد بهره‌وریِ

---

۱. به‌عبارتی، این ضریب به معنای تغییرات برون‌زای فناوری در طول زمان است که موجب تغییرات در نرخ رشد بهره‌وری شده و مقدار آن برای تمام بنگاه‌ها یکسان درنظرگرفته می‌شود.

۲. در این روابط متغیرهایی که با حرف کوچک نشان داده شده‌اند به‌معنای فرم لگاریتمی متغیر و Δ بیانگر تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها هستند. همچنین اثرات صنعت،μ به‌دلیل تفاضل‌گیری از مدل حذف شده است.

۳. در این قسمت، تنها ضرایب مدل استاندارد (سرمایهٔ فیزیکی و نیروی کار) درنظرگرفته می‌شود.

نیروی کار در صنایع کوچک استان‌های کشور دردورهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۳ است. تمامی داده‌ها براساس نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۴۹-۱۰نفرکارکن کشور از مرکز آمار ایران جمع آوری شده است؛ لذا برپایهٔ چارچوب نظری مطرح شده در بخش قبل، مدل اقتصادسنجیِ رابطه(۱۱) جهت انجام آزمون‌های موردنظر پیشنهاد می‌شود:

$$\Delta(q-l)_{it} = \delta + \Delta(q-l)_{it-1} + \alpha\Delta(c-l)_{it} - \pi\Delta l_{it} + \vartheta_1\left(\frac{R}{Q}\right)_{i,t-1} + \vartheta_2\left(\frac{R}{Q}\right)_{i,t-2} + \cdots + \vartheta_n\left(\frac{R}{Q}\right)_{i,t-n} + \varphi\Delta cu_{it} + \eta_{it} \quad (۱۱)$$

در رابطهٔ فوق، متغیر وابسته $\Delta(q\text{-}l)_{it}$ بیانگر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار است. در صورت کسر از متغیر ارزش افزوده بنگاه‌های صنعتی و در مخرج کسر از متغیر نیروی کار شاغل در این بنگاه‌ها استفاده شده است. منظور از بهره‌وری نیروی کار، مقدار کالا و خدمات تولید شده توسط نیروی کار در هر ساعت است. بهره‌وری نیروی کار به سه طریق افزایش می‌یابد: سرمایه‌گذاری و ذخیره سرمایهٔ فیزیکی، بهبود فناوری و سرمایهٔ انسانی.

از سویی، متغیر مستقل $\Delta(c\text{-}l)_{it}$ بیانگر نرخ رشد نسبت سرمایه به نیروی کار است. متغیر سرمایه به کار رفته در این رابطه از موجودی سرمایهٔ فیزیکی بنگاه‌های صنعتی کوچک استخراج شده و مخرج کسر فوق نیز تعداد نیروی کار شاغل در بنگاه‌های مذکور است. نسبت سرمایه به کار در واقع به این معناست که به‌ازای هر نیروی به‌کار گرفته شده، چه‌میزان سرمایه به‌کار گرفته شده است. برای مثال، اگر هزینهٔ نیروی کار بالا باشد، بنگاه به‌دنبال جایگزین کردن سرمایه برای نیروی کار خواهد رفت. همچنین در کشورهایی که هزینهٔ نیروی کار بالا نیست و به اصطلاح نیروی کار ارزان است، برای بنگاه‌ها ضرورتی ندارد که سرمایه را جایگزین نیروی کار کنند؛ بنابراین نسبت سرمایه به کار در آن‌ها پایین خواهد بود. براساس مبانی نظری موجود و بررسی تحقیقات پیشین انتظار می‌رود که متغیر مذکور دارای اثرات مثبت و معنی‌داری بر متغیر وابسته باشد.

متغیر مستقل L نیز بیانگر تعداد افرادی است که در بنگاه‌های صنعتی کوچک کشور مشغول به فعالیّت هستند. براساس آمار و اطلاعات سالانه منتشر شده توسط مرکز آمار ایران، افراد شاغل در بنگاه‌های صنعتی در دو بخش تولیدی و غیرتولیدی فعالیّت دارند که در بخش تولیدی، نیروی کار به گروه‌هایی نظیر کارگران ساده، کارگران ماهر، تکنسین‌ها و مهندسین تفکیک می‌شوند. همچنین افرادی که به‌صورت تمام وقت یا پاره‌وقت، مالک و شرکای فعال، مزد و حقوق بگیران و کارکنان فامیلی بدون مزد و کارکنان سیّار که در خارج از کارگاه ولی برای کارگاه کار می‌کنند نیز در متغیر نیروی کار درنظرگرفته شده‌اند. براساس شواهد تجربی موجود، انتظار می‌رود که متغیر L اثرات مثبت و معنی‌داری را بر رشد بهره‌وری نیروی کار برجای گذارد. اما باید توجه داشت که طبق علامت منفی متغیر مذکور در رابطهٔ (۱۱)، برای مثبت شدن اثر این متغیر بر متغیر وابسته تحقیق، نتایج تخمین متغیر نیروی کار در معادلهٔ مذکور باید دارای علامت منفی باشد.

دیگر متغیرِ مستقل استفاده شده در تحقیق، مخارج تحقیق‌وتوسعه است. مخارج تحقیق‌وتوسعه، یکی از معیارهای سنجشِ سطح نوآوری و اختراعات و ابداعات موجود در یک کشور یا بنگاه است که محققین به‌طور گسترده‌ای از آن استفاده می‌کنند. درواقع، مخارج R&D، مخارج صورت گرفته در ایجاد خلاقیّت و نوآوری کاری براساس یک فرایند ساختار یافته است که به افزایش سهم دانش می‌انجامد و این دانش در ابداعات کاربردی جدید، استفاده می‌شود. در این تحقیق و برای برآورد آثار مخارج R&D بر رشد بهره‌وری نیروی کار از سه شاخص استفاده شده است: $(R\&D/Q)^{lab}$اولین شاخص به‌کاررفته در مدل است. در صورت کسر فوق میزان مخارج صنایع کوچک در بخش تحقیقات و آزمایشگاه لحاظ شده و مخرج کسر نیز میزان ارزش افزودهٔصنعت در همان سال است. دومین

شاخص $(R\&D/Q)^{soft}$است که در صورت این رابطه، میزان مخارج صنعت برای خرید و به‌روز رسانی نرم‌افزارهای موردنیاز و در مخرج نیز ارزش افزودهٔصنعت لحاظ شده است. شاخص بعدی $(R\&D/Q)^{tra}$است که در صورت این رابطه، میزان مخارج صنایع کوچک در برگزاری دوره‌های آموزشی برای کارکنان است که بر میزان ارزش افزودهٔصنعت در همان سال تقسیم شده است. سرانجام $(R\&D/Q)^{tot}$ بیانگر مجموع مخارج تحقیق‌وتوسعه هر کدام از صنایع بر ارزش افزوده همان صنعت می‌باشد.

همان‌طورکه سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD, 2002)[1] بیان می‌دارد، مخارج R&Dمعمولاً هستهٔ مرکزی در فرایند تغییرات فناورانه هستند، اما باید توجه داشت که این مخارج تنها محدود به یک بُعد نمی‌باشند. به‌عبارت دیگر، می‌توان شاخص‌های گوناگونی را به‌عنوان منابع ایجاد فناوری‌های جدید معرفی کرد که دسترسی به نرم‌افزارهای جدید و دوره‌های آموزشی نیز از آن‌جمله هستند. به اعتقاد این سازمان، علاوه بر مخارج تحقیقات و آزمایشگاه (که شاخص اصلی مخارج R&D محسوب می‌شوند)، برخی دیگر از فعالیّت‌های مرکزی وجود دارد که موجب افزایش در سهم دانش بنگاه‌ها و دستیابی به اطلاعات می‌شود که مواردی نظیر سرمایه‌گذاری در نرم‌افزار و آموزش برای ارتقای دانش کارکنان نیز از جملهٔ این فعالیّت‌ها محسوب می‌شوند.[2]

به اعتقاد برخی محققین در برآورد بلندمدت مدل‌های اقتصادسنجی نیاز است تا برخی پدیده‌های کوتاه‌مدت مرتبط با نوسانات تقاضا نیز موردتوجه قرار گیرند؛ زیرا بنگاه‌ها معمولاً با نوسانات موقتی در تقاضای محصولاتشان مواجه می‌شوند که این موضوع با تغییر شدّت استفاده آنان از موجودی سرمایه فیزیکی‌شان رخ می‌دهد. از همین روی، این پدیده‌ها موجب ایجاد تغییرات در بهره‌وری بنگاه‌ها می‌شوند. یک روش در به‌کارگیری این عوامل در مدل‌های اقتصادسنجی، استفاده از نرخ رشد بهره‌برداری از ظرفیّت[3] است که به‌صورت (dLnCU) در مدل تحقیق وارد شده است.[4]

۵. روش تحقیق

یکی از روش‌های اقتصادسنجی که برای حل یا کاهش مشکل درون‌زا بودن متغیرهای سمت راست مدل استفاده می‌شود، تخمین مدل با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[5] داده‌های تابلویی است. به‌کار بردن روش GMM پنل دیتای پویا مزیّت‌هایی همانند لحاظ کردن ناهمسانی‌های فردی و حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی دارد که نتیجهٔ آن دستیابی به تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر در GMM خواهد بود (آرلانو و باند[6]، ۱۹۹۱). ازآنجاکه در مدل تحقیق (معادلهٔ ۱۱)، متغیر وابسته به‌صورت باوقفه در سمت راست معادله ظاهرشده است، با یک الگوی داده‌های تابلویی پویا مواجه هستیم. فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های تابلویی به‌صورت زیر است:

$$Y_{it}= \alpha Y_{it-1}+ \beta X_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

که در آن: Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیرهای مستقل که باعنوان متغیرهای ابزاری نیز به‌کار می‌روند، μ_i عامل خطای مربوط به مقاطع و ε_{it} عامل خطای مقطع iام در زمان t است. وقتی در مدل‌های داده‌های پانل، متغیر وابسته به‌صورت وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیستند (آرلانو و باند، ۱۹۹۱) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS اندرسون و

1. STI Review; Spatial Issue on New Science and Technology Indicators, OECD, Paris.

۲. در همین راستا، بیان می‌شود که سرمایه‌گذاری در دانش را می‌توان از طریق مجموع مخارج در تحقیقات، تحصیلات بالاتر و نرم‌افزار محاسبه کرد، هرچند که انجام مخارج در طراحی دوره‌های آموزشی و یا تغییرات سازمانی نیز می‌تواند در این تعریف جای گیرد. (Croes, 2000)

3. The growth rate of capacity utilization

۴. برای مطالعه بیشتر در خصوص متغیر مذکور می‌توانید ر.ک.به کلارک و گریلیچز (۱۹۸۴) و گارسیا و فرناندز (۲۰۰۸).

5. Generalized Method of Moments

6. Arellano and Bond

هسیائو[1] (۱۹۸۱) یا گشتاورهای تعمیم یافته آرلانو و باند متوسل شد. به گفتهٔ ماتیاس و سِوِستر[2] (۱۹۹۶)، برآورد 2SLS ممکن است به‌دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌هایی بزرگ برای ضرایب به‌دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند (طبیبی، حاجی کرمی و سریری، ۱۳۹۰: ۵۰)؛ لذا روش GMM دو مرحله‌ای توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. آرلانو و باند معادلهٔ تفاضلی زیر را پیشنهاد می‌کنند:

$$Y_{it}-Y_{it-1}=\alpha(Y_{it-1}-Y_{it-2})+\beta(X_{it}-X_{it-1}) +(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{it-1}) \quad (۱۳)$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا به این ترتیب بتوان اثرات مقاطع یا μ_i را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحلهٔ دوم از پسماندهای باقی مانده در مرحلهٔ اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس-کواریانس استفاده می‌شود. به‌عبارت دیگر، این روش متغیرهایی باعنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (بالتاجی[3]، ۲۰۰۵).

سازگاری تخمین زنندهٔGMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به‌وسیلهٔ دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[4](۱۹۹۵) و بلوندل و باند[5] (۱۹۹۸) آزمون شود. ابتدا آزمون سارگان[6] شامل محدودیّت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آمارهٔ آزمون سارگان[7] دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیّت‌های بیش از حد است. آزمون سارگان در مورد به‌کاربردن مناسب ابزارها در مدل به‌کار می‌رود. فرض صفر نشان‌دهندهٔ مناسب بودن ابزارهاست؛ بنابراین زمانی که احتمالآماره بزرگ‌تر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر مناسب بودن ابزارهای به‌کار رفته در مدل پذیرفته می‌شود.

آزمون دوم، آزمون همبستگی پسماندهای مرتبهٔ اول AR(1) و مرتبهٔ دوم AR(2)است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به‌کار می‌رود. آرلانو و باند (۱۹۹۱) معتقدند که در تخمین GMM، جملات اخلال باید دارای همبستگی سریالی مرتبهٔ اول AR(1) بوده و همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم AR(2) نداشته باشند. قبول فرضیهٔ صفر هر دو آزمون، شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبربودن ابزارها فراهم می‌کند. بنابراین، تخمین‌زنندهٔGMM سازگار است، اگر همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم در جملات خطا از معادلهٔ تفاضلی مرتبهٔ اول وجود نداشته باشد.

۶. یافته‌های تحقیق

انجام آزمون ایستایی متغیرها از آن جهت ضروری است که اگر متغیرها ایستا باشند، تخمین‌های حاصل، مشکل رگرسیون کاذب را نخواهند داشت. در داده‌های پانلی، زمانی‌که تعداد مشاهدات سری زمانی برای کشورها کافی باشد، می‌توان مانایی را با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد به‌صورت جداگانه برای هریک از کشورها بررسی کرد، اما قدرت آزمون‌های ریشه واحد وقتی طول دورهٔ داده‌ها کم می‌شود، بسیار پایین است (هسیائو[8]، ۲۰۰۳).

چون آزمون‌های معمول ریشهٔ واحد مانند: دیکی – فولر[9]، دیکی فولر تعمیم یافته[10] و فیلیپس- پرون[11] برای یک‌سری زمانی استفاده می‌شوند، از توان آزمونی پایینی برخوردار بوده و دارای تورش به سمت قبول فرض صفر هستند. در مواقعی که N کمتر از ۵۰ است، این موضوع تشدید خواهد شد؛ بنابراین یکی از روش‌هایی

1. Anderson and Hsiao
2. Matyas and Sevestre
3. Baltagi
4. Arellano and Bover
5. Blundell and Bond
6. Sargan Test
7. J-Statistic
8. Hsiao
9. Dickey-Fuller
10. Augmented Dickey-Fuller
11. Phillips-Perron

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین(**IPS**)، فیشر-**PP** و فیشر-**ADF** در سطح داده‌ها

متغیر	آزمون IPS		آزمون PP-Fisher		آزمون ADF-Fisher		آزمون LLC		درجه مانایی
	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	
Q/L	-۲/۳۳۷	(۰/۰۰۹۷)	۱۴۲/۸۰	(۰/۰۰۰۰)	۱۲۳/۹۴	(۰/۰۰۰۰)	-۲/۸۴۹	(۰/۰۰۲)	I(0)
C/L	-۱۴/۷۳۳	(۰/۰۰۰۰)	۴۵۹/۸۸	(۰/۰۰۰۰)	۳۱۷/۹۵	(۰/۰۰۰۰)	-۱۶/۱۸۹	(۰/۰۰۰۰)	I(0)
L	-۸/۳۷۳	(۰/۰۰۰۰)	۲۴۷/۷۴	(۰/۰۰۰۰)	۲۰۸/۰۵	(۰/۰۰۰۰)	-۷/۶۶۰	(۰/۰۰۰۰)	I(0)
CU	-۱۳/۲۳۰	(۰/۰۰۰۰)	۳۷۸/۸۴	(۰/۰۰۰۰)	۲۸۴/۴۷	(۰/۰۰۰۰)	-۱۰/۴۸۳	(۰/۰۰۰۰)	I(0)
$(R\&D/Q)^{lab}$	-۶/۹۶۱	(۰/۰۰۰۰)	۱۹۱/۹۳	(۰/۰۰۰۰)	۱۵۹/۸۸	(۰/۰۰۰۰)	-۵/۳۹۱	(۰/۰۰۰۰)	I(0)
$(R\&D/Q)^{soft}$	-۸/۰۹۱	(۰/۰۰۰۰)	۲۱۱/۵۶	(۰/۰۰۰۰)	۱۸۰/۲۰	(۰/۰۰۰۰)	-۱۴/۳۸۹	(۰/۰۰۰۰)	I(0)
$(R\&D/Q)^{tra}$	-۱۰/۹۷۷	(۰/۰۰۰۰)	۲۴۶/۹۵	(۰/۰۰۰۰)	۲۴۳/۶۵	(۰/۰۰۰۰)	-۱۱/۰۴۷	(۰/۰۰۰۰)	I(0)
$(R\&D/Q)^{tot}$	-۶/۳۰۵	(۰/۰۰۰۰)	۱۸۰/۴۵	(۰/۰۰۰۰)	۱۵۸/۷۴	(۰/۰۰۰۰)	-۷/۲۴۴	(۰/۰۰۰۰)	I(0)

ماخذ: نتایج تحقیق

که برای رفع این مشکل پیشنهاد شده، استفاده از آزمون ریشهٔ واحد داده‌های پانلی[1] است. بنابراین، مانایی داده‌های مربوط به متغیرهای الگو از طریق چهار آزمون مختلف ریشهٔ واحد پانلی؛ ایم، پسران و شین (IPS)[2]، فیشر-ADF، فیشر-PP[3] و لوین، لین و چو[4] که توسط مادالا و وو[5] (۱۹۹۹) و چوی (۲۰۰۱) ارائه شده، بررسی شده است. فرضیهٔ صفر در این آزمون‌ها، وجود یک ریشهٔ واحد است. باتوجه به نتایج، فرض صفر رد شده و تمامی متغیرها مانا هستند.

سازگاری تخمین زننده‌های GMM، بستگی به معتبر بودن ابزارهای به‌کار رفته دارد. برای آزمون این موضوع از آمارهٔ پیشنهاد شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، بلندل و باند (۱۹۹۸) و آرلانو و باور (۱۹۹۵) استفاده می‌شود. این آزمون، سارگان نام دارد. براساس نتایج این آزمون در جدول (۴)، با رد فرضیهٔ صفر هیچ‌گونه ارتباطی میان اجزاء خطا و ابزارهای به‌کار گرفته شده وجود ندارد و این نشان‌دهندهٔ معتبر بودن متغیرهای ابزاری به‌کار گرفته شده است. همچنین نتایج آزمون آرلانو-باند مربوط به آزمون همبستگی پسماندهای مرتبهٔ اول AR(1) و مرتبهٔ دوم AR(2) را نشان می‌دهد، این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به‌کار می‌رود. در این آزمون فرض صفر مربوط به خود همبستگی مرحلهٔ اول رد می‌شود و در دستور دوم فرض مربوط به خود همبستگی مرتبهٔ دوم پذیرفته می‌شود.

نتایج مدل تحقیق که در قالب چهار مدل مجزا برآورد شده است در جدول (۴) مشاهده می‌شود. در مدل (۱) اثر متغیرهای توضیحی با لحاظ مخارج صورت گرفته در بخش تحقیقات و آزمایشگاه بر روی نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار برآورد شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود ضرایب تمامی متغیرها در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار بوده و با فرضیات تحقیق هم‌خوانی دارند. مهمترین نتیجه به‌دست آمده از مدل (۱) تبیین اثر مثبت و معنی‌دار مخارج R&D در بخش تحقیقات و آزمایشگاه بر رشد بهره‌وری نیروی کار است. به‌عبارتی، این نتیجه گویای این واقعیّت است که افزایش مخارج صنایع کوچک در بخش تحقیقات و آزمایشگاه موجب ارتقای نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار فعال در این بنگاه‌ها می‌شود.

1. Panel Unit Roots Tests
2. Im, Pesaran and Shin
3. Fisher-Type Tests Using ADF and PP Tests
4. Levin, Lin and Chu
5. Maddala and Wu

جدول ۲.نتایج برآورد مدل پژوهش

متغیر/ مدل	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
Constant	-۰/۰۳۸۱***	-۰/۰۴۹۶***	-۰/۰۲۲۲*	-۰/۰۷۸۲***
	(-۲/۵۹۷)	(-۳/۲۶۸)	(-۱/۷۷۹)	(-۳/۶۷۲)
$dLn(Q/L)_{t-1}$	-۰/۱۹۳۳***	-۰/۲۴۰۹***	-۰/۱۳۸۱***	-۰/۳۱۷۸***
	(-۸/۲۵۲)	(-۶/۷۸۸)	(-۴/۸۰۷)	(-۴/۹۷۷)
$dLn(C/L)_t$	۰/۰۱۸۱***	۰/۱۵۳۲***	۰/۰۱۷۶***	۰/۰۷۵۴*
	(۲/۴۲۷۹)	(۶/۴۸۱۴)	(۲/۴۵۷۴)	(۱/۷۸۹)
$dLn(L)_t$	-۰/۱۳۲۰***	-۰/۰۶۸۱***	-۰/۱۶۶۸***	-۰/۰۷۲۸***
	(-۱۱/۰۴۷)	(-۳/۹۸۹)	(-۱۱/۱۶۸)	(-۳/۳۲۵۹)
$(R\&D/Q)^{lab}_{t-1}$	۱۶/۹۶۴***			
	(۱۲/۸۸)			
$(R\&D/Q)^{soft}_{t-1}$		۵۴/۴۱۴***		
		(۸/۷۷۲)		
$(R\&D/Q)^{tra}_{t-1}$			۶۷/۸۵۵***	
			(۱۷/۱۷۶)	
$(R\&D/Q)^{tot}_{t-1}$				۱۶/۰۶۷۲***
				(۱۳/۱۳۵)
$dLn(CU)_t$	۰/۱۰۰۸***	۰/۰۶۳۳***	۰/۱۰۲۸***	۰/۰۸۲۲***
	(۲۲/۹۶۴)	(۵/۹۱۳)	(۱۸/۴۸۵)	(۴/۷۴۲)
Sargan Test	۰/۲۸۳۵	۰/۳۵۲۱	۰/۵۸۸۲	۰/۴۳۲۵
Hansen J-test	۲۹/۶۲۳	۲۸/۱۳۰	۲۳/۷۸۶	۲۶/۵۶۳
AR(1)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
AR(2)	(۰/۲۷۴۲)	(۰/۳۶۲۷)	(۰/۱۷۵۳)	(۰/۴۷۲۱)
Observation	۴۹۸	۳۷۷	۴۹۸	۳۷۷

نکته ۱: علائم ***، ** و * به ترتیب بیانگر معنی‌داری آماری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

نکته ۲: در بخش متغیرها، اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در مدل (۲) با تغییر شاخص مخارج R&D و استفاده از مخارج صورت گرفته برای خرید نرم‌افزارهای موردنیاز، معادله مجدد برآورد شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود تمامی متغیرهای تحقیق دارای اثرات معنی‌داری (در سطح ۹۹ درصد) بر متغیر وابسته می‌باشند. ضریب منفی متغیر نیروی کار نیز با لحاظ علامت منفی این متغیر در رابطهٔ (۱۱) به‌صورت مثبت درآمده و نشان می‌دهد که نرخ رشد متغیر نیروی کار بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار دارای اثرات مثبت و معنی‌دار است. ضریب به‌دست آمده برای متغیر بهره‌برداری از ظرفیّت (dLnCU) نیز گویای همین واقعیّت است. اما ضریب به‌دست آمده برای متغیر مخارج R&D حاکی از آن است که میزان مخارج صنایع کوچک برای خرید نرم‌افزار می‌تواند تاثیرات مثبت و معنی‌داری را بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار برجای گذارد که این تأثیر به میزان ۵۴/۴۲ درصد برآورد شده است. با استفاده از سومین شاخص مخارج R&D مدل، ضرایب برآورد شده نتایجی مشابه با آنچه که در مدل‌های پیشین به‌دست آمده است را نشان می‌دهند. براساس این نتایج، می‌توان دریافت که مخارج صرف شده در جهت برگزاری دوره‌های آموزشی که موجب ارتقای سطح دانش، مهارت و آگاهی نیروی کار شاغل در صنایع کوچک می‌شود، می‌تواند اثرات مثبت و معنی‌داری را بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار برجای گذارد. در این مدل نیز متغیرهای نیروی کار، نسبت سرمایه به کار و بهره‌برداری از ظرفیّت از علائم مثبت و معنی‌دار برخوردارند که نشان‌دهندهٔ آثار مثبت متغیرهای مذکور بر متغیر وابسته موردنظر می‌باشد.

در نهایت نیز در مدل (۴) مجموع مخارج تحقیق‌وتوسعه و اثر آن بر متغیر وابسته بررسی شده است. براساس ضرایب به‌دست آمده در این مدل، می‌توان گفت که کل مخارج صورت گرفته در بخش تحقیق‌وتوسعه اثرات مثبت و معنی‌داری معادل ۱۶/۰۷درصد بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار برجای گذارده و این امر گویای آن است که صنایع کوچک برای ارتقای سطح بهره‌وری نیروی کار خود باید توجه ویژه‌ای به مخارج بخش تحقیق‌وتوسعه نشان دهند. سایر نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل‌ها در جدول (۴) قابل مشاهده است.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

در مقالهٔ حاضر آثار مخارج تحقیق‌وتوسعه(R&D) بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار صنایع کوچک ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۲ بررسی شده است. برای تخمین مدل‌های رگرسیونی و برآورد مدل‌ها و تخمین ضرایب موردنظر، از الگوی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های رگرسیونی جدول (۴) دلالت بر تاثیرات مثبت و معنی‌دار مخارج R&D بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار دارد که این نتایج با مبانی نظری تحقیق نیز سازگار است.

در این مطالعه برای بررسی دقیق‌تر آثار مخارج R&D بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار از سه متغیر به‌عنوان مخارج R&D استفاده شده است. در مدل اول، میزان مخارج صرف شده در بخش تحقیقات و آزمایشگاه صنایع کوچک به‌عنوان مخارج R&D لحاظ شده که برآورد نتیجه مدل مذکور حاکی از تاثیر مثبت و معنی‌دار آن بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار است. به‌عبارت‌دیگر، می‌توان گفت که هرچه میزان مخارج صورت گرفته در بخش تحقیقات و آزمایشگاه افزایش یابد، این امر، موجب رشد نرخ بهره‌وری و ارتقای سطح بازدهی نیروی کار در این دسته از صنایع می‌شود. در مدل دوم نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار مخارج صورت گرفته برای خرید نرم‌افزارهای موردنیاز افراد شاغل در صنایع کوچک بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار نشان می‌دهد که هرچه میزان دسترسی افراد به نرم‌افزارهای مرتبط با فعالیّت‌هایشان بیشتر شود، می‌تواند بر رشد بهره‌وری آنان موثر باشد. میزان مخارج انجام شده جهت برگزاری دوره‌های آموزشی برای کارکنان صنایع کوچک، سومین شاخص مخارج R&D است که در تحقیق استفاده شده است. به‌عبارت دیگر، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش مخارج صنایع کوچک در جهت برگزاری دوره‌های آموزشی می‌تواند موجب ارتقای سطح مهارت، آگاهی و دانش کارکنان شده و بهره‌وری آنان را افزایش دهد. در انتها نیز با درنظر گرفتن مجموع مخارج R&D در مدل و برآورد تأثیر آن بر متغیر وابسته نشان می‌دهد که مجموعهٔ مخارج صورت‌گرفته توسط صنایع کوچک در بخش تحقیق‌وتوسعه می‌تواند به اندازهٔ

۱۶/۰۷ درصد بر نرخ رشد بهره‌وری افراد شاغل در این صنایع تاثیرگذار باشد.

همانگونه که می‌دانیم در سال‌های اخیر، به دلیل شرایط ویژهٔ اقتصاد ایران و اتخاذ سیاست‌های نامناسب اقتصادی، حمایت نکردن از صنایع کوچک و متوسط و نبود سازوکارهای اجرایی لازم در جهت راه‌اندازی، حفظ، بقا و رشد این صنایع، بسیاری از صنایع فعال در کشور با کاهش تولید محصولات و از دست دادن بازارهای فروش خود در رقابت با محصولات وارداتی مشابه، عملاً به مرز ورشکستگی رسیده و یا به‌صورت نیمه تعطیل درآمده‌اند. همچنین شواهد حاکی از آن است که شمار زیادی از این صنایع در سطحی پایین‌تر ظرفیّت بهینه خود تولید کرده و ظرفیّت خالی قابل ملاحظه‌ای در فعالیّت آنان مشاهده می‌شود؛ لذا باتوجه به شرایط نامناسب موجود و رکود حاکم بر فضای تولیدی کشور، اتخاذ و اجرای سیاست‌هایی هدفمند در جهت رشد بهره‌وری و افزایش توان رقابتیِ این گروه از صنایع از اهمّیتی دوچندان برخوردار است.

نتایج این تحقیق که با هدف بررسی آثار تحقیق‌وتوسعه بر رشد بهره‌وری نیروی کار صنایع کوچک تهیه شده است، گویای این واقعیّت است که توجه سیاست‌گذاران و صاحبان صنایع به فعالیّت‌های تحقیق‌وتوسعه همچون افزایش بودجه‌های مرتبط با تحقیقات و آزمایشگاه، فراهم نمودن بستر نرم‌افزاری لازم برای کارکنان و برگزاری دوره‌های آموزشی در جهت به‌روزکردن سطح دانش، آگاهی و مهارت افراد شاغل در این دسته از صنایع می‌تواند آثار و تبعات مثبتی را در جهت رشد بهره‌وری نیروی کار این صنایع به همراه داشته باشد. لذا امید است تا با اتخاذ سیاست‌های اقتصادیِ هدفمند و حمایت‌گرایانه، در آینده‌ای نزدیک شاهد رشد و شکوفایی صنایع کوچک به‌عنوان منبعی ارزشمند برای ایجاد پویایی اقتصادی و تحرک فعالیّت‌های کارآفرینی در اقتصاد ایران باشیم.

منابع

طیبی، سید کمیل؛ حاجی‌کرمی، مرضیه و هما سریری (۱۳۹۰)، "تحلیل درجه باز بودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری"، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، صص ۶۰-۳۹.

امینی، علیرضا و زهره حجازی (۱۳۸۷)، "تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق‌وتوسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۵، صص ۳۰-۱.

شاه آبادی، ابوالفضل و امید رحمانی (۱۳۸۹). "نقش انباشت تحقیق‌وتوسعه بر رشد بهره‌وری بخش صنعت ایران"، فصلنامه تخصصی پارک‌ها و مراکز رشد، سال هفتم، شماره ۲۵، صص ۳۸-۲۸.

واعظ، محمد؛ طیبی، سید کمیل و عبداله قنبری (۱۳۸۶). "نقش هزینه‌های تحقیق‌وتوسعه در ارزش افزوده صنایع با فناوری بالا"، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره۴، شماره۴، زمستان ۱۳۸۶، صص ۷۲-۵۳.

Anderson, T.W. and C. Hsiao (1981), "Estimation of Dynamic Models with Error Components", Journal of the American Statistical Association, 76(375), pp. 589-606.

Arellano, M. and S. Bond (1991). "Some test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, 58(2), pp. 277-297.

Arellano, M. and O. Bover (1995). "Another look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models", Journal of Econometrics, 68(1), pp. 29-51.

Baltagi, B. (2005). Econometric Analysis of Panel Data, Third edition, McGraw-Hill.

Blundell, R. and S. Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, 87(1), pp. 115-143.

Matyas, L. and P. Sevestre (1996). The Econometrics of Panel Data, A Handbook of the Theory with Applications.

Bogliacino, F. and M. Pianta (2011). "Engines of Growthinnovation and Productivity in Industry Groups", Structural Change and Economic Dynamics, 22(1), pp.41–53.

Clark, B. and Z. Griliches (1984). "Productivity Growth and R&D at the Business level: Results of the PIMS data base", In: Griliches, Z. (Ed.), Patents and productivity. University of Chicago Press, Chicago, pp.393-416.

Coe, D. and E. Helpman (1995). "International R&D Spillovers", European Economic Review. 39(5), pp. 859-887.

Croes, M.M. (2000). "Data for Intangibles in Selected OECD Countries", Dutch Ministry of Economic Affairs, CBS, Statistics Netherlands.

Ebrahimi, H. (1382). "Total Factor Productivity Change in Iranwithemphasis on Endogenous Growth Models", Thesis of Master, Tabatabai School of Economics.

Griliches, Z. (1979). "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", Bell Journal of Economics, 10(1), pp. 92-116.

Griliches, Z. and J. Mairesse (1984). "Productivity and R&D at the firm level", In: Griliches, Z. (Ed), R&D, Patent, and Productivity, University of Chicago Press, Chicago, pp. 339-374.

Griliches, Z. (1988). "Productivity Puzzles and R&D: Another Non-explanation". Journal of Economic Perspectives, 2(4), pp. 9-21.

Hall, B.H. and J. Mairesse (1995). "Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms". Journal of Econometrics, 65(1), pp. 263-293.

Harhoff, D. (1998). "R&D and Productivity in German Manufacturing Firms", Economics of Innovation and New Technology, 6(1), pp. 29-49.

Hsiao, C. (2003). Analysis of Panel Data, 2nd Edition, Cambridge University Press, Ch. 4, pp. 1-4.

Im, K.S., Pesaran, M.H. and Y. Shin (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", Journal of Econometrics, 115(1), pp. 53– 74.

Kwon, H.U. and T. Inui (2003). "R&D and Productivity Growth in Japanese Manufacturing Firms", ESRI Discussion Paper Series, No. 44.

Lichtenberg, F. R. and D.S. Siegel (1991). "The Impact of R&D Investment on Productivity-new Evidence Using linked R&D-LRD Data", Economic Inquiry, 29(2), pp.203-228.

Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, 75(2), pp. 335-346.

Maddala, G.S. and S. Wu (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a new Simple Test", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61(S1), pp. 631–52.

Mate-Garcia, J. and J.M. Rodriguez-Fernandez (2008). "Productivity and R&D: an Econometric Evidence from Spanish firm-level data", Applied Economics, 40(14), pp. 1827-1837.

OECD (2002). "STI Review; Spatial Issue on New Science and Technology Indicators", OECD, Paris.

Ortega-Argilés R.; Piva, M.; Potters, L. and M. Vivarelli (2010). "Is Corporate R&D Investment in High-tech Sectors More Effective?", Contemporary Economic Policy, 28(3), pp. 353–365.

Rogers, M. (2006). "R&D and Productivity in the UK: Evidence from Firm-level Data in the 1990s", Economics Series Working Papers, No255, University of Oxford, Oxford.

Wakelin, K. (2001). "Productivity Growth and R&D Expenditure in UK Manufacturing Firms", Research Policy, 30(7), pp. 1079-1090.

Wang, J.C. and K.H. Tsai (2004). "Productivity Growth and R&D Expenditure in Taiwan's Manufacturing Firms", Cambridge, M.A: National Bureau of Economic Research Working PaperSeries, No.9724.