

بررسی تأثیر فعالیتهای تحقیق و توسعه بر ارزش افزوده بخش صنعت ایران

■ مهدی مرادی^۱

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

■ علی سلمانپور زنونز^{۲*}

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی،

واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند، ایران

■ هدایت حسین زاده^۲

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۲/۱۸ و تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۲

صفحات: ۱۹-۳۴

چکیده

امروزه فعالیتهای تحقیق و توسعه به عنوان پایگاه اصلی نوآوری موجب بهبود فناوری می شود و از این طریق نقش موثری در افزایش ارزش افزوده بخش صنعت ایفا می کند. هدف از این مطالعه بررسی تأثیر فعالیتهای تحقیق و توسعه بر ارزش افزوده در صنایع ایران است. به همین منظور تاثیر مخارج تحقیق و توسعه بر ارزش افزوده در صنایع (کارگاههای ده نفر کارکن و بیشتر) ایران از ۱۲۹ صنعت به تفکیک کدهای چهار رقمی ISIC، با استفاده از روش اقتصاد سنجی داده های تابلویی طی سال های ۱۳۷۴ الی ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده نشان می دهد، مخارج R&D داخلی تأثیر مثبت و معنی داری بر ارزش افزوده صنایع مورد بررسی داشته اند. لذا توصیه می گردد دولت از فعالیتهای R&D صنایع جهت پیشرفت فناوری و بهبود روش های تولیدی آنان حمایت نماید. همچنین نتایج تخمین مدل حاکی از آن است، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه نیز دارای تأثیر مثبت و معنی دار بر ارزش افزوده در صنایع ایران است.

واژگان کلیدی: مخارج R&D داخلی، صنایع ایران، ارزش افزوده، داده های تابلویی.

۱ آدرس پست الکترونیکی: Moradi@pnu.ac.ir

* عهده دار مکاتبات

+ آدرس پست الکترونیکی: Ali_salmanpour@marandiau.ac.ir

۲ آدرس پست الکترونیکی: Hedhus@gmail.com

۱- مقدمه

برای دستیابی به توسعه صنعتی و تداوم آن، افزایش سرمایه‌گذاری و استفاده گسترده از عوامل سنتی تولید (نیروی کار و سرمایه فیزیکی) به تنهایی کافی نبوده، بلکه باید بخش R&D در بخش صنعت نیز مورد توجه قرار گیرد؛ چراکه تنها با تأکید بر فعالیت‌های R&D می‌توان سطح کمی و کیفی محصولات صنعتی و قابلیت رقابت آنها را در داخل و خارج کشور ارتقاء داد و به تولیدات جدید براساس نیازهای جامعه و گسترش زمینه‌های شغلی جدید مبادرت کرد و قادر به حفظ وضع مطلوب مذکور برای صنایع شد.

ضرورت توسعه اقتصادی برای کشورهای در حال توسعه، در شرایطی که شکاف عظیم بین این کشورها و کشورهای صنعتی در حال افزایش است، بر کسی پوشیده نیست؛ لذا کشورهای در حال توسعه باید برنامه‌ریزی توسعه را در سرفلحه فعالیت‌های خود قرار دهند. در این راستا، توسعه صنعتی از آنجا که می‌تواند باعث تحرک قسمت زیادی از منابع ملی در جهت توسعه اقتصادی شود و پایه‌ها و بنیادهای مادی جامعه را تغییر دهد، یک تصمیم سرنوشت ساز برای این کشورها قلمداد می‌گردد. اهمیت بخش صنعت و نقش و سهم اساسی آن به منزله مهم‌ترین عامل محرک رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه کاملاً برجسته است. به‌طوریکه بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که توسعه بخش صنعت به سود سایر بخش‌های اقتصاد است، بدین صورت که بین بخش‌های مختلف اقتصاد ارتباط تنگاتنگی وجود دارد و رشد و توسعه بخش صنعت باعث ترغیب سایر بخش‌های اقتصادی شده و سبب افزایش اشتغال، تولید و درآمد در کل اقتصاد خواهد شد. یکی از معیارهایی که می‌تواند گویای وضعیت توسعه‌یافتگی صنایع باشد، ارزش افزوده صنایع و سهم آن در تولید ناخالص داخلی است. بررسی تطبیقی ساختار کلان ارزش افزوده صنعتی کشور و مقایسه آن با سایر کشورها گویای این واقعیت است که سهم صنعت از تولید ناخالص داخلی ایران همواره پایین‌تر از کشورهای صنعتی و اکثر کشورهای در حال توسعه بوده است [۱، ۱۲ و ۲۱].

دستیابی به رشد و توسعه مستمر و با ثبات در بخش صنعت و نیل به سوی اهداف موردنظر، نیازمند توجه خاص به عوامل تاثیرگذار در تسریع رشد و توسعه این بخش است. یکی از عواملی که می‌تواند نقش کلیدی در رشد و توسعه صنعتی داشته باشد، تحقیق و توسعه است. به عبارت دیگر، برای دستیابی به توسعه صنعتی و تداوم آن باید تحقیق و توسعه در بخش صنعت

مورد توجه قرار گیرد؛ چراکه تنها با تحقیق و توسعه می‌توان سطح کمی و کیفی محصولات صنعتی و قابلیت رقابت آنها را در داخل و خارج کشور ارتقاء داد و به تولیدات جدید براساس نیازهای جامعه و گسترش زمینه‌های شغلی جدید مبادرت کرد و قادر به حفظ وضع مطلوب مذکور برای صنایع شد. در واقع، تحقیق و توسعه کلید اصلی توسعه فناوری محسوب می‌شود. امروزه بیشتر فناوری‌های جدید به وسیله واحدهای R&D تکوین می‌یابد [۳]. تحقیق و توسعه در کشورهای صنعتی، همواره بعد از جنگ جهانی دوم مورد توجه بوده و اهمیت آن پیوسته فزونی یافته است، این در حالی است که کشورهای در حال توسعه به تازگی به اهمیت آن پی برده‌اند.

ایران از جمله کشورهای در حال توسعه است که در آن هر چند واحدهای R&D در دهه ۷۰، در واحدهای صنعتی ایجاد شده است [۵ و ۱۶]؛ اما میزان تاثیر فعالیت‌های R&D بر ارزش افزوده در صنایع تولیدی ایران هنوز چندان مشخص نیست. لذا این سوال مطرح است که آیا در صنایع ایران، R&D می‌تواند از طریق افزایش ارزش افزوده صنایع تولیدی، توان رقابت محصولات داخلی را در بازارهای جهانی و داخلی افزایش دهد و بدین طریق نقش کلیدی را در توسعه صنعتی کشور ایفا نماید؟

به منظور پاسخگویی به این سوال در مقاله حاضر تاثیر مخارج تحقیق و توسعه بر ارزش افزوده در صنایع (کارگاه‌های ده نفر کارگر و بیشتر) ایران، با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این امر، ابتدا فرضیه همگنی واحدهای مورد بررسی در مقایسه با ناهمگنی آنها مورد آزمون قرار می‌گیرد و در صورت ناهمگن بودن واحدهای مورد بررسی، برای انتخاب از بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن^۳ استفاده می‌شود. در نهایت، بعد از انتخاب روش تخمین، مدل مورد تخمین قرار گرفته و به تفسیر ضرائب پرداخته می‌شود. به این منظور، مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است. بعد از ارائه مقدمه تحقیق در بخش اول، در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم مطالعات تجربی تحقیق مرور می‌شود. در بخش‌های چهارم و پنجم نیز به ترتیب به برآورد مدل، تجزیه و تحلیل یافته‌ها، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری

الگوهای رشد درون‌زای مرتبط با R&D توسط اقتصاددانانی همچون رومر^۴ (۱۹۹۰)، گروسمن و هلیپمن^۵ (۱۹۹۱)، آقیون و هویت^۶ (۱۹۹۲) و جونز^۷ (۱۹۹۵) ارائه شده است. مدل رومر، براساس سه فرضیه منطقی^۸ بنا شده است: (۱) تغییرات فناورانه، هسته اصلی رشد اقتصادی است؛ (۲) بخش اعظم تغییرات فناورانه از عملکرد ارادی مردم و کارگزاران اقتصادی ناشی می‌شود که این رفتار ارادی نیز، از انگیزه بازار و کسب سود نشأت گرفته است؛ لذا تغییرات فناورانه درون‌زا است؛ (۳) دانش دارای تفاوت اساسی با سایر کالاهای اقتصادی است؛ چراکه، اگر یک بار هزینه خلق و ایجاد یک مجموعه از دانش را متحمل شویم، بدون هیچ هزینه دیگری می‌توانیم، به کرات آن دانش را مورد استفاده قرار دهیم. به عبارت دیگر، خلق دانش جدید تنها مستلزم یک هزینه ثابت اولیه است. تابع تولید موجود در بخش کالاهای نهایی این مدل، به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$Y(H_Y, L, x) = H_Y^\alpha L^\beta \sum_{i=1}^{\infty} x_i^{1-\alpha-\beta} = H_Y^\alpha L^\beta \sum_{i=1}^A x_i^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

به طوری که در آن H_Y ، L و $x(i)$ ، به ترتیب نیروی کار، سرمایه انسانی و کالاهای سرمایه‌ای به کار گرفته شده در بخش تولید کالاهای نهایی است. همانطور که ملاحظه می‌شود، تابع تولید مزبور همگن از درجه یک می‌باشد^۹. تفاوت این تابع تولید با تابع تولید مرسوم نیز این است که در این تابع تولید، فناوری تولید به طور غیرمستقیم و از طریق سرمایه فیزیکی وارد تابع تولید شده است. همچنین برخلاف تابع تولید مرسوم، سرمایه فیزیکی از انواع نامحدودی از کالاهای بادوام تشکیل شده است. با وجود این در هر نقطه از زمان، تنها تعداد محدودی از این کالاهای (A) برای تولید کالاهای نهایی وجود دارد^{۱۰}؛ اما در طول زمان، با

۴ Romer

۵ Grossman & Helpman

۶ Aghion & Howitt

۷ Jones

۸ Premises

۹ از آنجایی که تابع تولید همگن از درجه یک است، تابع تولید بنگاه‌های موجود در بخش کالاهای نهایی با تابع تولید معادله (۱) که تابع تولید همه بنگاه‌های موجود در این بخش است، نشان داده شده است.

۱۰ تعداد کالاهای سرمایه‌ای موجود در یک زمان مشخص، به تعداد طرح‌های تولید آن کالاهای بستگی دارد. لذا محدوده کالاهای سرمایه‌ای با A که معرف تعداد طرح‌های موجود برای تولید کالاهای سرمایه‌ای است، نشان داده شده است.

طراحی طرح‌های جدید و متعاقباً تولید کالاهای بادوام جدید، تعداد این نوع از کالاهای افزایش می‌یابد.

رومر بیان می‌کند که به دلیل تقارن در مدل، همه کالاهای سرمایه‌ای در سطح مشابه عرضه می‌شود و بر این اساس تابع تولید کالاهای نهایی را به صورت زیر نشان می‌دهد:

$$Y = H_Y^\alpha L^\beta A \bar{x}^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

که در آن \bar{x} معرف کالاهای سرمایه‌ای مورد استفاده در تولید کالاهای نهایی است.

هر کالای بادوام به وسیله تولیدکننده‌ای تولید می‌شود که در بخش کالاهای واسطه‌ای حق انحصاری دارد^{۱۱}. بنگاه انحصاری مزبور، با خرید طرح تولید کالای بادوام از بخش R&D و با به کار بردن λ واحد از کالاهای نهایی (کالای نهایی مصرف نشده)، یک واحد از کالای بادوام را تولید می‌کند.

اگر بنگاه i ، $x(i)$ واحد از کالای بادوام i را تولید کند، آنها را به قیمت $P(i)$ به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی اجاره خواهد داد. به دلیل عدم وجود استهلاک در مدل، ارزش یک واحد کالای بادوام i نیز برابر با ارزش فعلی درآمد اجاره‌ای است که آن کالا می‌تواند طی دوره زمانی نامحدود ایجاد کند. از آنجایی که بنگاه i ، تنها فروشنده کالای سرمایه‌ای i است، لذا با یک منحنی تقاضای نزولی برای آن کالا مواجه خواهد بود که این منحنی تقاضای نزولی، از حداکثرسازی سود بنگاه‌های موجود در بخش کالاهای نهایی بدست آمده است^{۱۲}.

در این مدل، سرمایه کل به وسیله معادله زیر نشان داده شده است:

$$\dot{K}(t) = Y(t) - C(t) \quad (3)$$

که در آن $C(t)$ و $\dot{K}(t)$ به ترتیب معرف مصرف کل در زمان t و تغییرات موجودی سرمایه در زمان t (سرمایه‌گذاری در زمان t) است. به دلیل اینکه از λ واحد مصرف صرف نظر می‌شود تا یک واحد از هر نوع کالای بادوام تولید شود، لذا می‌توان اندازه K را مرتبط با کالاهای بادوامی دانست که واقعا در تولید به کار رفته‌اند. بنابراین می‌توان نوشت:

۱۱ همانند بخش تولید کالاهای نهایی، نمی‌توان تولید کالاهای بادوام صورت گرفته در بخش کالاهای واسطه‌ای را تحت یک بنگاه نماینده (به صورت کلان) نشان داد؛ لذا رومر فرض می‌کند که تنها یک بنگاه برای تولید هر کالای بادوام وجود دارد.

۱۲ بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی، مقدار استفاده از هر یک از کالاهای سرمایه‌ای را به نحوی انتخاب خواهد کرد که حداکثر سود را بدست آورد.

مصرف و پس‌انداز تصمیم خواهند گرفت. به عبارت دیگر، خانوارها درآمد خود را - که ناشی از عرضه نیروی کار، سرمایه انسانی و سود دریافتی از بنگاه‌هاست - در هر نقطه از زمان، بین مصرف و پس‌انداز به گونه‌ای تقسیم خواهند کرد که مطلوبیت طول عمرشان حداکثر شود. همانطوری که قبلاً ذکر شد، نیروی کار خانوارها تنها در بخش تولید کالاهای نهایی به کار گرفته می‌شود؛ اما خانوارها برحسب بازدهی سرمایه انسانی در بخش‌های R&D و تولید کالاهای نهایی، باید درباره تخصیص سرمایه انسانی خود در این دو بخش تصمیم بگیرند. تحرک سرمایه انسانی بین دو بخش R&D و تولید کالاهای نهایی تا جایی ادامه خواهد یافت که پرداختی به سرمایه انسانی در این دو بخش با هم برابر باشد. در سطح کلی H_A و H_Y به وسیله محدودیت $H = H_A + H_Y$ به هم مرتبط می‌شود که بیانگر این است که خانوارها مقدار ثابتی سرمایه انسانی برای عرضه دارند.

رومربیان می‌کند که تعادل بلندمدت زمانی خواهد بود که متغیرهای A ، K ، Y و C (مصرف) با نرخ ثابت یکسانی رشد کنند. همچنین رومربیان می‌کند که در تعادل بلندمدت، پرداختی به سرمایه انسانی در هر دو بخش R&D و تولید کالاهای نهایی (W_A و W_Y) برابر خواهد بود. به عبارت دیگر، در تعادل بلندمدت رابطه زیر را خواهیم داشت^{۱۴}:

$$W_A = W_Y \Rightarrow P_A \delta A = \alpha H_Y^{\alpha-1} L^\beta \bar{A}^{1-\alpha-\beta} \quad (7)$$

که در آن P_A معرف قیمت طرح خریداری شده توسط انحصارگر (بنگاه تولیدکننده کالای سرمایه‌ای) است که مقدار آن در رابطه (۶) ارائه شده است. با جایگذاری P_A از رابطه (۶) در رابطه (۷)، می‌توان رابطه زیر را بدست آورد:

$$H_Y = \frac{\alpha}{\delta(1-\alpha-\beta)(\alpha+\beta)} r \quad (8)$$

همانطوری که ملاحظه می‌شود، در تعادل بلندمدت، H_Y ثابت است. با توجه به رابطه $H_A = H - H_Y$ ، می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، H_A نیز ثابت است. لذا با توجه به رابطه (۵)، در تعادل بلندمدت A با نرخ ثابت δH_A رشد خواهد کرد. بدین

۱۴ در بخش تولید کالاهای نهایی، پرداختی به سرمایه انسانی برابر با تولید نهایی آن است، لذا برای بدست آوردن W_Y پرداختی به سرمایه انسانی در بخش تولید کالاهای نهایی، از تابع تولید کالاهای نهایی (رابطه (۲)) نسبت به H_Y مشتق گرفته شده است. همچنین به دلیل اینکه سرمایه انسانی شاغل در بخش R&D، بدون هیچ محدودیتی از حجم دانش موجود استفاده می‌کند، لذا با توجه به رابطه (۵)، می‌توان W_A (پرداختی به سرمایه انسانی در بخش R&D) را به صورت $W_A = P_A \delta A$ نوشت.

$$K = \lambda \sum_{i=1}^{\infty} x_i = \lambda \sum_{i=1}^A x_i \quad (4)$$

همانطور که ملاحظه می‌شود، برخلاف L و H که طبق فرض، ثابت در نظر گرفته شده‌اند؛ K براساس مصرف صرف نظر شده رشد می‌کند. فرایند انباشت طرح‌های جدید ($A(t)$) نیز به مقدار سرمایه انسانی تخصیص داده شده به بخش R&D و موجودی دانش قابل دسترس بستگی دارد. بنابراین رابطه زیر را می‌توان برای بخش R&D نوشت:

$$\dot{A} = \delta H_A A \quad (5)$$

که در آن H_A کل سرمایه انسانی به کار گرفته شده در بخش R&D، A موجودی دانش قابل دسترس اقتصاد و δ پارامتر بازدهی^{۱۳} است. همانطوری که در رابطه (۵) ملاحظه می‌شود، تولید طرح‌های جدید تابعی خطی از سرمایه انسانی شاغل در بخش R&D و حجم دانش موجود است. خطی بودن رابطه فوق نسبت به A ، بیانگر رشد نامحدود دانش است. همچنین رابطه فوق دو دلالت دارد: یکی اینکه به کارگیری سرمایه انسانی بیشتر در بخش R&D منجر به بالا رفتن نرخ تولید طرح‌های جدید می‌شود و دیگری اینکه، بیشتر بودن حجم دانش موجود، بهره‌وری سرمایه انسانی در بخش R&D را افزایش می‌دهد.

پس از آن که طرحی تولید شد، تعداد زیادی از عرضه‌کنندگان بالقوه کالای سرمایه‌ای جدید، پیشنهاد خرید آن طرح را می‌دهند. طرح مزبور به بنگاهی فروخته می‌شود که قیمت (P_A) بیشتری را پرداخت کند. از آنجایی که انحصارگر تولیدکننده کالای سرمایه‌ای با نرخ بهره معین (r) و تقاضای نزولی مواجه است؛ سطح تولیدی از کالای سرمایه‌ای را انتخاب خواهد کرد که حداکثر سود را بدست آورده باشد. تصمیم برای تولید کالای سرمایه‌ای جدید نیز به مقایسه تطبیقی ارزش فعلی درآمد خالص انحصارگر و هزینه ثابت اولیه P_A (به عنوان سرمایه گذاری اولیه در یک طرح) بستگی دارد. به دلیل اینکه بازار برای طرح‌ها رقابتی است، قیمت برای طرح‌ها تا جایی افزایش خواهد یافت تا اینکه با ارزش فعلی درآمد خالص انحصارگر (تولیدکننده کالای سرمایه‌ای) برابر گردد و به این طریق قیمت یک طرح (P_A) مشخص خواهد شد. رومر با انجام محاسبات فوق نشان می‌دهد که P_A از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$P_A = \frac{\alpha + \beta}{r} (1 - \alpha - \beta) H_Y^\alpha L^\beta \bar{A}^{1-\alpha-\beta} \quad (6)$$

در این مدل، خانوارها نیز، با توجه به نرخ بهره معین، درباره

۱۳ Productivity Parameter

بخش R&D باشد [۳۷].

این نتیجه در چشم‌انداز اقتصادی - سیاسی بسیار مهم است؛ چراکه این مساله به مفهوم مشوقی برای دولت در تامین مخارج و تشویق فعالیت‌های R&D خواهد بود [۳۹]. گروسمن و هلیمن (۱۹۹۱) و آقیون و هویت (۱۹۹۲) نیز در مدل‌های رشد درون‌زای خود، رابطه‌ای مثبت و قوی بین میزان سرمایه‌گذاری در R&D و رشد اقتصادی را پیش‌بینی کرده‌اند [۲۶ و ۳۳]. نتیجه مدل‌های این افراد، مشابه نتیجه مدل رومر (۱۹۹۰) است؛ به عبارت دیگر، این مدل‌ها نشان می‌دهد که پرداخت یارانه به بخش R&D می‌تواند از طریق افزایش سهم نیروی کار شاغل در بخش R&D، نرخ رشد تعادلی را افزایش دهد. ولی مدل جونز (۱۹۹۵) پیش‌بینی می‌کند که مخارج R&D بیشتر، تنها به سطح بالاتری از تولید منتج می‌شود و رشد بلندمدت سریع‌تری را سبب نمی‌گردد. معادله‌های اصلی مدل جونز به صورت زیر می‌باشد:

$$Y = k^{1-\alpha} (AL_Y)^{\alpha} \quad (11)$$

$$\frac{\dot{A}}{A} = \sigma L_A \quad (12)$$

که در آن Y محصول، A بهره‌وری یا دانش، K موجودی سرمایه، L_Y نیروی کار شاغل در بخش تولید و L_A نیروی کار شاغل در بخش R&D می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود بخشی از نیروی کار در بخش تولید و مابقی در بخش R&D به کار گرفته می‌شود. بنابراین می‌توان کل نیروی کار (L) را به صورت زیر مشخص کرد:

$$L = L_A + L_Y \quad (13)$$

همانطوری که در رابطه (۱۲) ملاحظه می‌شود نرخ رشد دانش فنی ($\frac{\dot{A}}{A}$) متناسب با تعداد نیروی کار شاغل در بخش R&D است؛ به عبارت دیگر، میزان تولید دانش در بخش R&D مرتبط با تعداد نیروی کار شاغل در آن بخش است. در مدل جونز (۱۹۹۵) همانند مدل‌های رومر (۱۹۹۰) و آقیون و هویت (۱۹۹۲)، معادله R&D (رابطه (۱۲)) به عنوان رابطه‌ای کلیدی در نظر گرفته می‌شود [۲۶، ۳۴ و ۳۷]؛ چراکه معادله مزبور نیروی کار شاغل در بخش R&D را با رشد تولید مرتبط می‌کند. جونز (۱۹۹۵) همانند رومر (۱۹۹۰) و آقیون و هویت (۱۹۹۲) فرض می‌کند که اندازه نیروی کار ثابت است، بنابراین نتیجه می‌گیرد، زمانی که سهم نیروی کار شاغل در بخش R&D ثابت باشد، اقتصاد روی

ترتیب رومر نشان می‌دهد که در تعادل بلندمدت، Y ، K و C نیز با نرخ ثابت δH_A رشد می‌کند. بنابراین در تعادل بلندمدت، نرخ رشد تعادلی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$g = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{A}}{A} = \delta H_A \quad (9)$$

با توجه به رابطه (۸) و محدودیت $H_Y = H - H_A$ ، می‌توان نرخ رشد تعادلی را برحسب نرخ بهره (r) نوشت. به عبارت دیگر، با توجه به روابط (۸) و (۹) و محدودیت $H_Y = H - H_A$ ، می‌توان نرخ رشد تعادلی را به صورت زیر نوشت:

$$g = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{A}}{A} = \delta H_A = \delta H \frac{\alpha}{(1-\alpha-\beta)(\alpha+\beta)} r \quad (10)$$

رومر با توجه به نرخ رشد تعادلی ارائه شده در رابطه فوق، نتایج زیر را ارائه می‌دهد:

- در بلندمدت با افزایش سرمایه انسانی شاغل در بخش R&D (H_A)، نرخ رشد اقتصاد افزایش می‌یابد و به این ترتیب ارتباطی قوی بین تخصیص منابع در بخش R&D و نرخ رشد اقتصادی ایجاد می‌گردد.

- با افزایش کل سرمایه انسانی موجود در کشور (H)، نرخ رشد تعادلی اقتصاد افزایش می‌یابد. بنابراین می‌توان بیان داشت که اقتصادهای با سرمایه انسانی بیشتر، نرخ رشد سریع‌تری را تجربه خواهد کرد.

- هزینه فرصت سرمایه انسانی شاغل در بخش R&D، معادل درآمدی است که می‌تواند در بخش تولید کالاهای نهایی بدست آورد. بازده سرمایه انسانی شاغل در بخش R&D نیز معادل ارزش فعلی درآمد خالصی است که یک طرح در آینده ایجاد خواهد کرد. لذا اگر نرخ بهره بزرگتر باشد، ارزش فعلی درآمد خالص طرح کمتر خواهد بود و در این صورت سرمایه انسانی کمتری به بخش R&D اختصاص خواهد یافت که این نیز متعاقباً منجر به کاهش نرخ رشد تعادلی خواهد شد.

علاوه بر موارد فوق، همچنین رومر بیان می‌کند که به دلیل سرریز فناوری بین شرکت‌ها، مخارج R&D صرفه‌های خارجی مثبت^{۱۵} ایجاد خواهند کرد. از آنجایی که شرکت‌ها حین اتخاذ تصمیم درباره میزان تخصیص منابع در بخش R&D، چنین صرفه‌هایی را مدنظر قرار نمی‌دهند؛ لذا مخارج صرف شده در این بخش کمتر از آن میزانی خواهد بود که از لحاظ اجتماعی کارا است و این می‌تواند توجیهی برای پرداخت یارانه توسط دولت به

همانطوری که در نمودار شماره ۱ ملاحظه می‌شود، فعالیت‌های R&D (به‌ویژه R&D صنعتی) از طریق افزایش ظرفیت فناورانه، سبب افزایش بهره‌وری و ارزش افزوده اقتصاد می‌شود. از سوی دیگر، افزایش ارزش افزوده، از طریق افزایش تقاضا برای نوآوری، سبب تشدید فعالیت‌های R&D می‌گردد [۲۸].

دولت و سیاست‌های آن نیز می‌تواند فعالیت‌های R&D و میزان آن را تحت تأثیر قرار دهد. همان‌طور که قبلاً گفته شد، وجود اثرات سرریز مثبت در سطح ملی موجب می‌شود که دولت نیز، به‌منظور تولید دانش و فناوری در سطح بهینه اجتماعی، در عرصه R&D فعال شود. با وجود این، نقش برجسته دولت در تدارک فضای عمومی کسب‌وکار و بسترهای نهادی و اجتماعی است که در واقع بستر انگیزشی برای فعالیت‌های موثر R&D است. به‌عبارت‌دیگر، دولت در موضوعاتی نظیر نوع ساختار بازار، نوع ساختار صنعت، حقوق مالکیت، سطح رقابتی و باز بودن اقتصاد و... نقش پیش‌برنده یا بازدارنده را دارد. اگر دولت در ایجاد ساختار "خود انگیزشی" برای انجام R&D موفق نباشد، R&D در آن اقتصاد پویایی نخواهد داشت و نمی‌تواند اثر اقتصادی داشته باشد. بنابراین می‌توان بیان داشت که فعال بودن دولت بیشتر به معنی رفع کاستی‌های بازار است نه جانشینی با بخش خصوصی [۹].

برای رفع کاستی‌های بازار و همچنین تولید دانش در سطح بهینه اجتماعی، دولت به تدوین سیاست‌های R&D، سیاست‌های صنعتی و فناورانه مبادرت می‌کند که از آن جمله می‌توان به اجرای R&D مشترک با بخش صنعت، تامین مالی بخشی از مخارج R&D صنایع تولیدی و کمک به واحدهای صنعتی در درک و جذب فناوری وارداتی اشاره کرد. در واقع سیاست‌های R&D و سیاست‌های صنعتی و فناورانه دولت، مشوقی برای گسترش R&D صنعتی است تا بر پایه نوآوری‌های فناورانه، بهره‌وری و ارزش افزوده بخش صنعت و کل اقتصاد تحت تأثیر قرار گیرد.

مطابق نمودار شماره ۱، عامل دیگر تعیین کننده میزان فعالیت‌های R&D، میزان شکاف فناورانه کشور با رهبران فناوری است. شکاف بیشتر مابین کشور و رهبران فناوری، از طریق افزایش فشار فناوری، سبب نیاز به فعالیت‌های R&D بیشتری خواهد شد. با این وجود، امکان موفقیت و توفیق فعالیت‌های R&D پایین خواهد بود؛ چراکه با توجه به شکاف موجود، کشور مزبور از پایه فناورانه معقولی برای نوآوری برخوردار نیست. در چنین شرایطی می‌توان از فناوری خارجی برای کاهش شکاف

مسیر رشد متوازنش^{۱۶} خواهد بود [۲۶، ۳۴ و ۳۷]. جونز بیان می‌کند که در امتداد این مسیر رشد متوازن، تولید سرانه و نسبت سرمایه به کار با نرخ یکسان رشد می‌کند که برابر با نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل (A) است. درنهایت، نرخ رشد در حالت یکنواخت^{۱۷} را جونز به شکل زیر ارائه می‌کند:

$$g_y = g_A = g = \sigma S^* L \quad (۱۴)$$

که در آن S^* سهم نیروی کار شاغل در بخش R&D و وضعیت یکنواخت است و L کل مقدار نیروی کار (ثابت) در اقتصاد را نشان می‌دهد. جونز با محاسبه سهم نیروی کار اختصاص داده شده به بخش R&D در حالت یکنواخت، به این نتیجه اصلی دست یافته است که یارانه پرداختی به بخش R&D اقتصاد، می‌تواند موجب افزایش سهم نیروی کار اختصاص یافته به بخش R&D شود و نرخ رشد مسیر متوازن را افزایش دهد. معادله (۱۴) همچنین نشان می‌دهد که یکی از عوامل تعیین کننده رشد تولید در وضعیت یکنواخت اندازه اقتصاد است. اگر کل مقدار نیروی کار اقتصاد دو برابر شود، با ثابت نگه داشتن S^* ، نرخ رشد تولید سرانه اقتصاد نیز دو برابر می‌شود [۳۴].

همچنین قابل ذکر است ساختار مدل فناوری-اقتصادی روی سه مفهوم اساسی پایه‌ریزی شده است:

الف) مدیریت عمومی^{۱۸}: که در یک دید سامانمند، واکنش متقابل بین عناصر سیاستی، سازماندهی و مدیریت را در درون شرایط سیاستی معین شامل می‌شود.

ب) مرکز آموزش^{۱۹}: که در ایجاد هسته ظرفیت فناورانه ویژه در صنعت بسیار مهم است.

ج) ماهیت فناوری-اقتصادی^{۲۰}: که واکنش متقابل پویا بین فناوری و اقتصاد را دربردارد.

اگر این سه مفهوم با هم در نظر گرفته شود و به آنها با دید جامع نگریسته شود، چارچوب تئوریک بوجود می‌آید که ساختار کلی فراگیری فناوری-اقتصادی^{۲۱} نامیده می‌شود. این سیستم، واکنش متقابل بین اجزای فناورانه (به‌ویژه فعالیت‌های R&D) و اجزای اقتصادی (به‌ویژه ارزش افزوده) را به‌طور پویا نشان می‌دهد. سیستم مزبور در نمودار شماره ۱ ارائه شده است.

۱۶ Balanced Growth Path

۱۷ Steady State

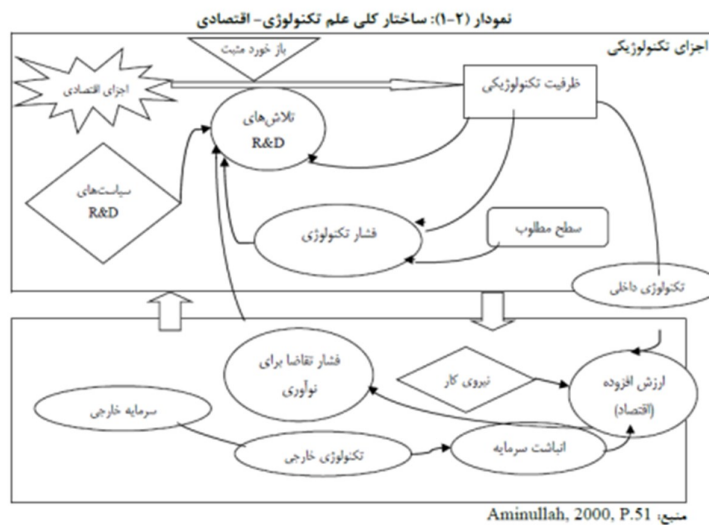
۱۸ Public Administration

۱۹ Learning Organisation

۲۰ Nature of Techno-Economy

۲۱ Generic Structure of Techno-Economics Learning

فناوری و افزایش ارزش افزوده بخش صنعت و کل اقتصاد استفاده کرد. البته تمایل به واردات بیشتر فناوری ممکن است سبب وابستگی به فناوری وارداتی شود که این نیز متعاقباً می-تواند باعث ایجاد اختلال در R&D صنعتی داخلی گردد [۲۸].



نمودار ۱: ساختار فناوری - اقتصادی

$$\text{Log}Y_{it} = c_i + \alpha \text{Log}L_{it} + \beta \text{Log}K_{it} + \gamma \text{Log}RDE_{it} + \lambda \text{Log}IT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

که در آن اندیس‌های $i, t, Y_t, L_t, K_t, RDE_t, IT_t$ به ترتیب بیانگر بنگاه، سال، ارزش افزوده، تعداد کل شاغلان، موجودی سرمایه فیزیکی، مخارج تحقیق و توسعه و واردات فناوری (شامل کمک‌های فنی، حق اختراع و امتیاز) است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تعداد شاغلان، موجودی سرمایه، واردات فناوری و R&D داخلی، ارزش افزوده صنایع مورد مطالعه را به-طور مثبت و معنی‌دار تحت تأثیر قرار می‌دهد.

تی‌سانگ^{۲۴} و همکاران (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی تأثیر R&D بر ارزش افزوده بنگاه‌های داخلی و خارجی در سنگاپور طی دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۹۳ پرداخته‌اند و بدین منظور از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده‌اند [۴۱]:

$$\text{Log}Y_{it} = c_i + \alpha \text{Log}L_{it} + \beta \text{Log}K_{it} + \gamma \text{Log}RDE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

که در آن اندیس‌های $i, t, Y_t, L_t, K_t, RDE_t$ به ترتیب بیانگر بنگاه، سال، ارزش افزوده، تعداد کل شاغلان، موجودی سرمایه فیزیکی و مخارج تحقیق و توسعه است. نتایج نشان می‌دهد که در هر دوی بنگاه‌های داخلی و خارجی، تعداد شاغلان، موجودی سرمایه، R&D دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش

۳- مروری بر مطالعات تجربی

آک قویونلو و همکاران^{۲۲} (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی اثر R&D داخلی و واردات بر ارزش افزوده ۱۲ بخش تولیدی ترکیه، طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۹۴ پرداخته‌اند و بدین منظور از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده‌اند [۲۷]:

$$\text{Log}Y_{it} = c_i + \alpha \text{Log}L_{it} + \beta \text{Log}K_{it} + \gamma \text{Log}RDE_{it} + \lambda \text{Log}M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

که در آن اندیس‌های $i, t, Y_t, L_t, K_t, RDE_t, M_{it}$ به ترتیب بیانگر صنایع، سال، ارزش افزوده، تعداد کل شاغلان، موجودی سرمایه فیزیکی، مخارج تحقیق و توسعه و واردات می‌باشد. نتایج تخمین تابع تولید نشان می‌دهد که تعداد شاغلان، موجودی سرمایه فیزیکی، واردات و مخارج R&D داخلی از نظر آماری معنی‌دار و مثبت است.

تی‌سانگ^{۲۳} (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی اثر فعالیت‌های R&D داخلی و واردات فناوری بر ارزش افزوده ۲۱۹ شرکت الکترونیکی تایوان، طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۰ پرداخته است و بدین منظور از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده است [۴۲]:

۲۲ Akkoyunlu, Mihci & Arsalan

۲۳ Tseng

۲۴ Tsang

افزوده بوده‌است.

یان بینگ^{۲۵} (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی تأثیر R&D داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای بر تولید در صنایع استان‌های چین طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۶ پرداخته است و بدین منظور از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده است [۴۴]:

$$\text{Log}Y_{it} = c_i + \alpha \text{Log}L_{it} + \beta \text{Log}K_{it} + \gamma \text{Log}RD_{it} + \lambda \text{Log}IT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

که در آن اندیس‌های i و t و Y_{it} ، L_{it} ، K_{it} ، RD_{it} و IT_{it} به ترتیب بیانگر استان‌ها، سال، ارزش افزوده، تعداد کل شاغلان، موجودی سرمایه فیزیکی، مخارج تحقیق و توسعه و واردات فناوری است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تعداد شاغلان، موجودی سرمایه فیزیکی، R&D داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید صنایع استان‌های چین طی دوره مورد بررسی دارد.

عباس‌زاده تالار پوشتی^{۲۶} (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر R&D بر بهره‌وری کل عوامل در ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۹ پرداخته و بدین منظور از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده^{۲۷} استفاده کرده است. در این مطالعه از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده است [۲۵]:

$$\text{LogTFP}_t = c + \alpha \text{LogRDE}_t + \beta \text{LogH}_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

که در آن اندیس t ، TFP_t ، RDE_t و H_t به ترتیب بیانگر سال، بهره‌وری کل عوامل تولید، مخارج تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی است. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه انسانی و R&D داخلی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری کل عوامل است.

بوزکورت^{۲۸} (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مخارج تحقیق و توسعه بر تولید ناخالص داخلی طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۸ در کشور ترکیه پرداخته است و بدین منظور از روش همگرایی جوهانسن-جوسیلیوس^{۲۹} استفاده کرده است. در این مطالعه از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده است [۳۱]:

$$\text{LogGDP}_t = c + \alpha \text{LogRDE}_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

که در آن اندیس t ، GDP_t و RDE_t به ترتیب بیانگر سال،

۲۵ Yanbing

۲۶ Abaszade Talarposhti

۲۷ Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

۲۸ Bozkurt

۲۹ Johansen-Juselius Cointegration Method

تولید ناخالص داخلی و مخارج تحقیق و توسعه است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب برآوردی برای مخارج تحقیق و توسعه از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی است. نتایج حاکی از این است که افزایش یک درصدی مخارج تحقیق و توسعه باعث افزایش ۰/۲۶ درصدی تولید ناخالص داخلی در بلندمدت می‌گردد.

در مطالعات داخلی نیز وجدانی طهرانی و رکن‌الدین افتخاری (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای اثربخشی سرمایه‌گذاری تحقیقاتی و فیزیکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن را طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۵۱ مورد بررسی قرار داده‌اند و بدین منظور از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده‌اند [۲۴]:

$$\text{LogVL}_t = c + \alpha \text{LogKL}_t + \beta \text{LogRGL}_t + \varepsilon_t$$

که در آن اندیس t ، VL_t ، KL_t و RGL_t به ترتیب سال، ارزش افزوده سرانه بخش صنعت و معدن، نسبت موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت و معدن به افراد شاغل در این بخش و نسبت هزینه‌های تحقیقاتی بخش صنعت و معدن به افراد شاغل در این بخش است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای فوق دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده سرانه بخش صنعت و معدن طی دوره مورد بررسی است.

واعظ، طیبی و قنبری (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی نقش هزینه‌های تحقیق و توسعه در ارزش افزوده صنایع با فناوری بالای ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۶۷ پرداخته‌اند و بدین منظور از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده‌اند [۲۳]:

$$\text{Log}Y_{it} = A_i + \alpha \text{Log}L_{it} + \beta \text{Log}\left(\frac{I_{it}}{Y_{it}}\right) + \gamma \text{Log}RDE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

که در آن اندیس‌های i و t و Y_{it} ، L_{it} ، RDE_{it} و I_{it} به ترتیب بیانگر صنایع، سال، ارزش افزوده، تعداد کل شاغلان، مخارج تحقیق و توسعه و ارزش سرمایه‌گذاری است. بر اساس نتایج تحقیق، تعداد کل شاغلان، ارزش سرمایه‌گذاری نسبت به ارزش افزوده و هزینه‌های تحقیق و توسعه دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده صنایع با فناوری بالاست.

باقرزاده و کمیجانی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به تحلیل اثر تحقیق و توسعه داخلی و خارجی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۸ پرداخته‌اند و بدین منظور از رهیافت وقفه چندجمله‌ای آلمون استفاده کرده‌اند. مدل مورد استفاده در این تحقیق به صورت ذیل است [۴]:

$$\begin{aligned} \text{LogTFP}_t = & \text{Log}A + \varepsilon \text{LogWea}_t + \\ & \delta \text{LogM}_t + \gamma \text{LogR} \& Df_t + \\ & \beta \text{LogR} \& D_{dt-i} + \theta \text{LogH}_t \end{aligned} \quad (22)$$

معنی‌داری بر ارزش افزوده واحدهای R&D مورد بررسی داشته است.

حیدری و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیرات آستانه‌ای بالقوه در رابطه میان سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه و بهره‌وری کل عوامل تولید در منتخبی از کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۳ پرداختند. ایشان برای انجام دادن پژوهش از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی استفاده کردند. نتایج مطالعه حاکی از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها بود و یک مدل دو رژیم با حد آستانه‌ای ۳/۴۰ پیشنهاد شد. یافته‌های ایشان نشان داد، اول متغیرهای هزینه‌های تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی و حکمرانی خوب تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای مخارج مصرفی دولت و صادرات فناوری تأثیر منفی و معنادار بر بهره‌وری کل دارد. در حالت دوم و با گذار به سطح بالاتر سرمایه انسانی، متغیرهای هزینه‌های تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی، حکمرانی خوب و مخارج مصرفی دولت تأثیر مثبت و معنادار و متغیر صادرات فناوری تأثیر منفی و معنادار بر بهره‌وری کل دارد؛ در واقع، با گذر به سطح بالای شاخص سرمایه انسانی، مخارج مصرفی دولت تغییر علامت داده و از شدت تأثیر منفی متغیر صادرات فناوری کاسته شده، اما میزان تأثیرگذاری متغیرهای هزینه‌های تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی و حکمرانی خوب افزایش داشته است. در کل نتایج تحقیق نشان داد که شاخص سرمایه انسانی بیشترین نقش را در افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید دارد.

۴- ارائه مدل

در اکثر مطالعات تجربی مرتبط با موضوع، فرم تعمیم یافته‌ای از تابع تولید کاب داگلاس، که در آن علاوه بر نهاده‌های سنتی نیروی کار و موجودی سرمایه، R&D نیز در نظر گرفته شده، مورد استفاده قرار گرفته است. بنابراین مدلی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_{it} = f(L_{it}, K_{it}, RDE_{it}) \Rightarrow Y_{it} = A_i L_{it}^\alpha K_{it}^\beta RDE_{it-j}^\gamma U_{it} \quad (25)$$

با لگاریتم‌گیری از طرفین معادله بالا، مدل رگرسیون خطی زیر را خواهیم داشت:

$$\text{Log} Y_{it} = c_i + \alpha \text{Log} L_{it} + \beta \text{Log} K_{it} + \gamma \text{Log} RDE_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$\varepsilon_{it} = \text{Log} U_{it}, \quad c_i = \text{Log} A_i$$

که در آن اندیس $R, Df_t, M_t, Wea_t, TFP_t, t, H_t$ به ترتیب بیانگر سال، بهره‌وری کل عوامل تولید، شاخص آب و هوا، واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای، تحقیق و توسعه خارجی (شرکای تجاری)، تحقیق و توسعه داخلی بخش کشاورزی به شکل با وقفه و سرمایه انسانی است. نتایج نشان می‌دهد، اثر مخارج تحقیق و توسعه داخلی در بهره‌وری کشاورزی مثبت و معنی‌دار است. به طوری که میزان کشش بلندمدت تحقیق و توسعه کشاورزی داخلی بر بهره‌وری کل این بخش ۰/۱۵ برآورد شده است. علاوه بر آن ضریب کشش تحقیق و توسعه کشاورزی خارجی بر بهره‌وری کل کشاورزی ایران در حدود ۰/۷۴ تخمین زده شده است.

مهرابی بشرآبادی و جاودان (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مخارج R&D بر تولید در بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳ پرداخته‌اند و بدین منظور از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده کرده‌اند. مدل مورد استفاده در این تحقیق به صورت ذیل است:

$$\text{Log} Y_t = c + \alpha \text{Log} L_t + \beta \text{Log} K_t + \gamma \text{Log} RDE_t + \lambda \text{Log} IT_t + \varepsilon \quad (23)$$

که در آن اندیس $IT_t, RDE_t, K_t, L_t, Y_t, t$ به ترتیب بیانگر سال، ارزش افزوده، سطح اشتغال، موجودی سرمایه فیزیکی، مخارج تحقیق و توسعه و سطح تجارت بین‌المللی است. نتایج نشان می‌دهد، سطح اشتغال، موجودی سرمایه و سطح تجارت بین‌المللی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده است. همچنین نتایج تحقیق حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مخارج R&D تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده داشته است.

متفکر آزاد و رهنمای قراملکی (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی تأثیر فعالیت‌های R&D بر ارزش افزوده در واحدهای تحقیق و توسعه استان‌های ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۵ پرداخته‌اند و بدین منظور از مدلی به صورت ذیل استفاده نموده‌اند [۱۹]:

$$\text{Log} Y_{it} = A_i + \alpha \text{Log} L_{it} + \beta \text{Log} \left(\frac{I_{it}}{Y_{it}} \right) + \gamma \text{Log} RDE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

که در آن اندیس‌های $I_{it}, RDE_{it}, L_{it}, Y_{it}, t, i$ به ترتیب بیانگر استان‌ها، سال، ارزش افزوده، تعداد کل شاغلان، مخارج تحقیق و توسعه و ارزش سرمایه‌گذاری است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که طی دوره مزبور، تعداد شاغلان، نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش افزوده و مخارج R&D تأثیر مثبت و

همان‌طور که در جدول شماره ۲ ملاحظه می‌شود، نتایج آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (IPS) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در حالت عرض از مبدأ و روند ایستاست. فرضیه صفر در آزمون فیشر نیز مشابه آزمون‌های ریشه واحد لوین، لین و چو و ایم، پسران و شین وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل عدم وجود ریشه واحد (ایستایی) است. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای اصلی مدل با استفاده از آزمون فیشر در جدول شماره ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد *ADF Fisher* برای متغیرهای تحقیق

| متغیر | حالت عرض از مبدأ و روند | |
|---------|-------------------------|---------------------|
| | مقدار آماره | ارزش احتمال (Prob.) |
| Log Y | ۴۷۲/۲۵ | ۰/۰۰ |
| Log L | ۳۷۰/۲۶ | ۰/۰۰ |
| Log K | ۴۸۴/۶۱۷ | ۰/۰۰ |
| Log RDE | ۵۹۵/۵۲ | ۰/۰۰ |

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که نتایج هر سه روش مورد استفاده شده در جداول شماره ۱، ۲ و ۳ نشان می‌دهد، تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل، در سطح ایستا می‌باشد؛ لذا ضرورتی برای استفاده از روش هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی وجود ندارد. بنابراین در این تحقیق از روش‌های معمول تخمین در داده‌های تابلویی استفاده می‌شود.

در این قسمت سعی شده است رابطه بین ارزش افزوده با مخارج R&D داخلی مورد تخمین قرار گیرد. برای این منظور لازم است ابتدا با استفاده از آزمون‌های مناسب روش تخمین مناسب (از بین سه روش حداقل مربعات تجمیع‌شده^{۳۱}، اثرات ثابت و تصادفی) انتخاب شود.

لذا قبل از ورود به بحث بررسی و تفسیر نتایج، لازم است ابتدا آزمون شود که آیا صنایع مورد بررسی همگن هستند یا خیر؟ در این آزمون که بوسیله آماره آزمون F صورت می‌گیرد فرضیه صفر همگن بودن صنایع مورد بررسی بوده و از این رو رد فرضیه صفر مبین استفاده از روش داده‌های تابلویی و عدم رد فرضیه صفر بیانگر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده می‌باشد. نتایج این آزمون که در جدول شماره ۴ آمده است، بیانگر رد فرضیه صفر و لزوم استفاده از روش داده‌های تابلویی برای برآورد تابع تولید تعمیم یافته (معادله ۲۶) در

۳۱ Pooled Least square

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تمامی متغیرهای مورد استفاده در معادله فوق به صورت مقادیر لگاریتمی بوده و در آن، L نشانگر تعداد شاغلان، K موجودی سرمایه فیزیکی و RDE مخارج R&D است. اندیس‌های i و t نیز به ترتیب بیانگر گروه صنعتی و سال است. اندیس Z نیز بیانگر میزان وقفه لحاظ شده برای مخارج R&D است^{۳۰}.

مطابق ادبیات اقتصادسنجی، قبل از هرگونه تخمین و به-منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، بایستی ابتدا از ایستا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. چنانچه متغیرهای ملحوظ در مدل ایستا باشد، تخمین‌های انجام شده مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهند داشت؛ ولی چنانچه متغیرهای مدل ایستا نباشد، بایستی هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار دهیم.

برای آزمون ایستایی متغیرهای مدل از آماره آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل عدم وجود ریشه واحد (ایستایی) است. نتایج این آزمون در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

همان‌طوری که در جدول شماره ۱ ملاحظه می‌شود، نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) نشان می‌دهد که متغیرهای Log Y، Log L و Log K در حالت عرض از مبدأ روند ایستا می‌باشد و متغیر Log RDE در حالت عرض از مبدأ ایستاست.

همچنین برای بررسی ایستایی متغیرهای مدل از آماره آزمون ایم، پسران و شین (IPS) استفاده شده است. در این آزمون نیز فرضیه صفر وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل عدم وجود ریشه واحد (ایستایی) است. نتایج این آزمون در جدول شماره ۲ ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد *IPS* برای متغیرهای تحقیق

| متغیر | حالت عرض از مبدأ و روند | |
|---------|-------------------------|---------------------|
| | مقدار آماره | ارزش احتمال (Prob.) |
| Log Y | -۶/۰۹ | ۰/۰۰ |
| Log L | -۲/۹۳ | ۰/۰۰ |
| Log K | -۱۸/۲۰ | ۰/۰۰ |
| Log RDE | -۸/۸۰ | ۰/۰۰ |

منبع: محاسبات تحقیق

۳۰ برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز (Schwarz Criterion) استفاده شده است.

این آزمون، رد فرضیه صفر بیانگر استفاده از روش اثرات ثابت و عدم رد آن مبین استفاده از روش اثرات تصادفی است. نتایج بدست آمده از آزمون هاسمن که در جدول شماره ۵ آمده است، دال بر رد فرضیه صفر و انتخاب روش اثرات ثابت است.

صنایع ایران (به تفکیک کدهای چهار رقمی ISIC) است. در مرحله بعد بایستی از بین دو روش تخمین داده‌های تابلویی، روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی یکی انتخاب شود. برای تعیین روش تخمین (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) در داده‌های تابلویی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. براساس

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد LLC برای متغیرهای تحقیق

| متغیر | حالت عرض از مبدأ و روند | | حالت عرض از مبدأ | |
|---------|-------------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| | مقدار آماره | ارزش احتمال (Prob.) | مقدار آماره | ارزش احتمال (Prob.) |
| Log Y | -۱۰/۸۸ | ۰/۰۰ | ----- | ---- |
| Log L | -۲/۷۱ | ۰/۰۰ | ----- | ---- |
| Log K | -۱۳۲/۲۴ | ۰/۰۰ | ----- | ---- |
| Log RDE | ۱۵/۴۷ | ۱/۰۰ | -۱۶/۶۷ | ۰/۰۰ |

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۶: نتایج برآورد مدل به روش اثرات ثابت

| متغیرها | ضرایب |
|---------------------------------|-----------------|
| C | ۰/۳۸ (۰/۴۹) |
| Log L | ۰/۵۲ (۰/۰۳)* |
| Log K | ۰/۵۳ (۰/۰۳)* |
| Log RDE | ۰/۰۵ (۰/۰۰۸)* |
| Log RDE (-1) | ۰/۰۱ (۰/۰۰۸)*** |
| Log RDE (-2) | ۰/۰۲ (۰/۰۰۸)* |
| Log RDE (-3) | ۰/۰۲ (۰/۰۰۸)** |
| \bar{R}^2 | ۰/۹۷ |
| آزمون معنی‌دار بودن کلی رگرسیون | ۳۴۴/۸۱ * |

منبع: محاسبات تحقیق

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است.

***، **، * به ترتیب نشانگر رد فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ است.

همان‌گونه که در جدول شماره ۶ ملاحظه می‌شود، مخارج R&D داخلی، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه فیزیکی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده طی دوره ۱۳۷۴ الی ۱۳۹۳ در صنایع ایران است.

براساس نتایج بدست آمده، ضرایب برآوردی مخارج R&D داخلی، مخارج R&D داخلی با یک وقفه، مخارج R&D داخلی با دو وقفه، مخارج R&D داخلی با سه وقفه، تعداد کل شاغلان و

داده‌های مربوط به مخارج تحقیق و توسعه برای تمامی سال‌های مورد بررسی صفر می‌باشد. قابل تامل اینکه برای برخی از صنایع مزبور تمامی داده‌های مربوط از جمله ارزش افزوده نیز صفر می‌باشد.

جدول ۴: آزمون انتخاب اثرات گروه

| آماره به کار گرفته شده | مقدار آماره | ارزش احتمال (Prob.) |
|------------------------|-------------|---------------------|
| آماره F | ۲۴/۲۲ | ۰/۰۰ |

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۵: نتایج آزمون هاسمن

| آماره به کار گرفته شده | مقدار آماره | ارزش احتمال (Prob.) |
|------------------------|-------------|---------------------|
| آماره chi-square | ۶۹/۲۸ | ۰/۰۰ |

منبع: محاسبات تحقیق

حال پس از مشخص شدن روش تخمین به برآورد ضرایب مدل ۲۶ می‌پردازیم. نتایج برآورد مدل برای صنایع ایران در جدول شماره ۶ ارائه شده است.^{۳۲}

۳۲ در این مطالعه از ۱۲۹ صنعت به تفکیک کدهای چهار رقمی ISIC استفاده شده است. ده صنعت از صنایع مورد بررسی هنگام تخمین، توسط نرم افزار حذف شده است. ده صنعت حذف شده به ترتیب عبارتند از: ۱۷۲۵ - تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستیاف؛ ۱۸۲۰ - عمل آوردن و رنگ کردن پوست خردار و کالاهای ساخته شده از آن؛ ۱۹۱۲ - تولیدکیف و چمدان و محصولات مشابه و زین و یراق؛ ۲۰۲۳ - تولید ظروف و محفظه‌های چوبی؛ ۲۲۱۳ - انتشار نوار صوتی - صفحه گرامافون؛ ۲۲۱۹ - سایر انتشارات؛ ۲۲۳۰ - تکثیر رسانه‌های ضبط شده؛ ۲۳۳۰ - عمل آوری سوخت‌های هسته‌ای؛ ۲۹۲۷ - تولید سلاح و مهمات؛ ۳۶۹۲ - تولید آلات موسیقی. بررسی داده‌های آماری گردآوری شده از مرکز آمار ایران نشان می‌دهد که برای صنایع مزبور، حداقل

$$\begin{cases} H_0 : \alpha + \beta + \gamma + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 = 1 \\ H_1 : \alpha + \beta + \gamma + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 > 1 \end{cases} \quad (27)$$

نتایج آزمون والد در جدول شماره ۷ ارائه شده است. همان-طور که ملاحظه می‌شود، نتایج بیانگر این نکته است که حتی در سطح معنی‌داری ۱ درصد نیز فرضیه صفر رد می‌شود. بنابراین، می‌توان بیان داشت که از لحاظ آماری، مجموع ضرایب برآوردی برای کلیه عوامل تولید بزرگتر از یک بوده و بازده به مقیاس نسبت به تمامی نهاده‌های تولید فزاینده است.

جدول ۷: آزمون بزرگ‌تراز یک بودن مجموع ضرایب عوامل تولید

| ارزش احتمال (Prob.) | مقدار آماره | آماره به کار گرفته شده |
|---------------------|-------------|------------------------|
| ۰/۰۰ | ۶/۹۴ | آماره F |
| ۰/۰۰ | ۶/۹۴ | آماره chi-square |

منبع: محاسبات تحقیق

لذا می‌توان گفت براساس نتایج برآورد مدل، فرضیه‌های تحقیق مبنی بر وجود اثر مثبت و معنی‌داری، مخارج R&D داخلی، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه فیزیکی بر ارزش افزوده صنایع ایران، تایید می‌شود.

۵- نتایج پژوهش و پیشنهادات سیاستی

برآورد مدل ارائه شده در این مقاله نشان می‌دهد که مخارج R&D داخلی، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده در صنایع ایران است. ضرایب برآوردی مخارج R&D داخلی، مخارج R&D داخلی با یک وقفه، مخارج R&D داخلی با دو وقفه، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه فیزیکی به ترتیب ۰/۰۵، ۰/۰۱، ۰/۰۲، ۰/۰۲، ۰/۰۲، ۰/۵۲ و ۰/۵۳ است و بیانگر این است که یک درصد افزایش در مخارج R&D داخلی، مخارج R&D داخلی یک سال قبل، مخارج R&D داخلی دو سال قبل، مخارج R&D داخلی سه سال قبل، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه به ترتیب باعث افزایش ارزش افزوده به میزان ۰/۰۵ درصد، ۰/۰۱ درصد، ۰/۰۲ درصد، ۰/۰۲ درصد، ۰/۰۲ درصد و ۰/۵۲ درصد می‌گردند.

ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2) نشان می‌دهد که مخارج R&D داخلی، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه ۹۷ درصد تغییرات در ارزش افزوده صنایع ایران را توضیح می‌دهد. همچنین آزمون معنی‌دار بودن کلی رگرسیون (آزمون F) حاکی از معنی‌دار بودن کلی مدل در سطح معنی‌داری ۱ درصد است. لذا

موجودی سرمایه فیزیکی به ترتیب ۰/۰۵، ۰/۰۱، ۰/۰۲، ۰/۰۲، ۰/۵۲ و ۰/۵۳ است و بیانگر این است که یک درصد افزایش در مخارج R&D داخلی، مخارج R&D داخلی یک سال قبل، مخارج R&D داخلی دو سال قبل، مخارج R&D داخلی سه سال قبل، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه به ترتیب باعث افزایش ارزش افزوده به میزان ۰/۰۵ درصد، ۰/۰۱ درصد، ۰/۰۲ درصد، ۰/۰۲ درصد، ۰/۵۲ درصد و ۰/۵۳ درصد می‌گردد. بنابراین می‌توان انتظار داشت، با افزایش میزان مخارج R&D داخلی، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه، ارزش افزوده صنایع ایران نیز افزایش یابد.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2) برای مدل برآوردی نیز برابر ۰/۹۷ است که حاکی از قدرت توضیح دهنده‌گی بالای مدل است. به عبارت دیگر، ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2) نشان می‌دهد که مخارج R&D داخلی، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه ۹۷ درصد تغییرات در ارزش افزوده صنایع ایران را توضیح می‌دهد. همچنین آزمون معنی‌دار بودن کلی رگرسیون (آزمون F) حاکی از معنی‌دار بودن کلی مدل در سطح معنی‌داری ۱ درصد است.

مطابق مبانی نظری ارائه شده در قسمت دوم، اگر نهاده غیرقابل رقابتی را به عنوان نهاده تولید در نظر بگیریم، تولید نمی‌تواند دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس برحسب تمامی نهاده‌های در نظر گرفته شده باشد. به عبارت دیگر، در این صورت تابع تولید دیگر همگن از درجه یک نخواهد بود؛ چراکه برای تولید بیشتر کالاهای اقتصادی مرسوم، نیازی به استفاده بیشتر از نهاده غیرقابل رقابت نیست. در این صورت تولید برحسب تمامی نهاده‌های تولید دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس خواهد بود.

همان‌طور که در جدول شماره ۶ ملاحظه می‌شود، مجموع ضرایب برآوردی برای مخارج R&D داخلی، مخارج R&D داخلی با یک وقفه، مخارج R&D داخلی با دو وقفه، مخارج R&D داخلی با سه وقفه، تعداد کل شاغلان و موجودی سرمایه فیزیکی بزرگتر از یک است که احتمال بزرگ‌تر از یک بودن مجموع ضرایب برآوردی برحسب تمامی نهاده‌های تولید را تایید می‌کند. با وجود این، باید بزرگ‌تر از یک بودن مجموع ضرایب برآوردی برحسب تمامی نهاده‌های تولید، از لحاظ آماری نیز مورد تایید قرار گیرد. بدین منظور از آزمون والد استفاده می‌کنیم که فرضیه صفر و فرضیه مقابل در آن به صورت زیر است:

- ۶- **پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی**
- ❖ فعالیت‌های R&D داخلی نه تنها به‌طور مستقیم (از طریق نوآوری) سبب افزایش تولید واحدهای صنعتی و متعاقباً تولید ناخالص داخلی می‌شود، بلکه به لحاظ نظری از طریق افزایش توانایی کشور در جذب و انتقال فناوری نیز می‌تواند موجبات انتقال فناوری به داخل را فراهم نموده و از این طریق نیز تولیدات صنعتی و ملی را افزایش دهد. توانایی کشور در جذب و انتقال فناوری، ظرفیت جذب نامیده می‌شود. بنابراین پیشنهاد می‌شود که اثر فعالیت‌های R&D داخلی بر ظرفیت جذب واردات در صنایع تولیدی ایران مورد بررسی قرار گیرد؛
 - ❖ در این مطالعه به بررسی تاثیر مخارج R&D داخلی بر ارزش افزوده صنایع پرداخته شد، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، تأثیر مخارج R&D داخلی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع مورد بررسی قرار گیرد؛
 - ❖ در این مطالعه به بررسی تاثیر مخارج R&D داخلی بر ارزش افزوده صنایع پرداخته شد، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، به بررسی سایر عوامل موثر بر ارزش افزوده در صنایع پرداخته شود و به مقایسه میزان تاثیر گذاری هر یک از عوامل موثر بر ارزش افزوده در صنایع پرداخته شود.
- طبق نتایج تحقیق، مخارج R&D داخلی، ارزش افزوده صنایع مورد بررسی را به‌طور مثبت تحت تاثیر قرار داده است. با توجه به اینکه بنگاه‌های کشورهای در حال توسعه (از جمله ایران)، قادر به سرمایه‌گذاری بیشتر در R&D نیستند و همچنین با توجه به اینکه در اکثر موارد بازدهی اجتماعی فعالیت‌های R&D به مراتب بیشتر از بازدهی خصوصی آن است؛ بنابراین توصیه می‌شود که فعالیت‌های R&D صنایع کشور توسط دولت مورد حمایت قرار گیرد. دولت به شیوه‌های مختلف می‌تواند فعالیت‌های R&D صنایع مزبور را مورد حمایت قرار دهد که از آن جمله می‌توان به مشوق‌های مالی مستقیم (کمک‌های مالی مستقیم دولت مثل یارانه‌ها) و مشوق‌های مالی غیرمستقیم (بخشش مالیاتی) اشاره کرد. از آنجایی که در مشوق‌های مالی مستقیم امکان جایگزینی و جانشینی کمک‌های مالی دولت به جای مخارج تحقیقاتی بنگاه‌ها وجود دارد؛ بنابراین بهتر است، حمایت دولت بر مشوق‌های مالی غیرمستقیم متمرکز شود. همچنین دولت با ایجاد زیرساخت‌های لازم همچون قوانین و مقررات، تعریف، تضمین و اجرای حقوق مالکیت فکری، درجه رقابتی بودن اقتصاد و درجه باز بودن آن و... می‌تواند تاثیر مستقیمی بر مخارج و فعالیت‌های R&D و قابلیت اثرگذاری آن بر ارزش افزوده صنایع و کل اقتصاد داشته باشد. در این راستا تمامی بنگاه‌ها نیز می‌تواند با ایجاد واحدهای R&D و توجه بیشتر بر تحقیق و توسعه در بهبود ارزش افزوده نقش داشته باشد.

فهرست منابع

- [۱] آذربایجانی، کریم؛ اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل بهره‌وری صنایع کشور، طرح تحقیقاتی سازمان برنامه و بودجه استان اصفهان، ۱۳۶۸.
- [۲] آذربایجانی، کریم؛ الگوی اقتصادسنجی عوامل موثر بر بهره‌وری صنایع کشور، طرح تحقیقاتی سازمان برنامه و بودجه استان اصفهان، ۱۳۶۹.
- [۳] امینی، علیرضا؛ حجازی آزاد، زهره؛ "تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دهم، شماره ۳۵، صص ۳۰-۱، ۱۳۸۷.
- [۴] باقرزاده، علی؛ کمیجانی، اکبر؛ "تحلیل اثر تحقیق و توسعه داخلی و خارجی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران"، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال چهارم، شماره ۱۱، صص ۱۱۹-۹۳، ۱۳۸۹.
- [۵] توفیق، علی اصغر؛ "مدیریت واحدهای تحقیق و توسعه در واحدهای تولیدی"، مجموعه مقالات نخستین همایش سراسری مراکز تحقیق و توسعه صنایع کشور، مرکز آموزش و تحقیقات صنعتی ایران، تهران، صص ۲۹-۲۰، ۱۳۷۹.
- [۶] جلائی، عبدالمجید؛ صادقی، زین‌العابدین؛ اعمی بنده قرائی، حسن؛ "بررسی کشش بین واردات کالاهای واسطه‌ای، نیروی کار و سرمایه در ایران رهیافت تابع هزینه ترانسلوگ"، تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۲، صص ۶۸-۵۳، ۱۳۸۷.
- [۷] حسن‌زاده، علی؛ حیدری، حسن؛ "بررسی نقش مخارج R&D در نرخ رشد اقتصادی"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی

- ایران، شماره ۸، صص ۷۸-۶۰، ۱۳۸۰.
- [۸] حیدری، حسن؛ فرخ‌نژاد، پروانه؛ محمدزاده، یوسف؛ "نقش تحقیق و توسعه و ظرفیت جذب در بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای در حال توسعه"، فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، دوره ۲۲، شماره ۳، صص ۶۲-۳۷، ۱۳۹۵.
- [۹] دین محمدی، مصطفی؛ وزیری، علیرضا؛ شهنازی، روح ا...؛ "تحلیل ساختار فعالیت‌های تحقیق و توسعه"، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، سال اول، شماره ۴، صص ۹۹-۶۲، ۱۳۸۵.
- [۱۰] زراء نژاد، منصور؛ انصاری، الهه؛ "اندازه‌گیری بهره‌وری صنایع در صنایع بزرگ استان خوزستان"، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، سال ۴، شماره ۴، صص ۲۶-۱، ۱۳۸۶.
- [۱۱] سایت بانک مرکزی (<http://tsd.cbi.ir/IntTSD/Display/>) و (<http://www.cbi.ir/simplelist/>)
سایت سازمان توسعه صنعتی ملل متحد (<http://www.unido.org/index.php?id=o3474>).
سایت مرکز آمار ایران (<http://amar.sci.org.ir/>).
- [۱۲] سبحانی، حسن؛ عزیزمحمدلو، حمید؛ "تحلیل مقایسه‌ای بهره‌وری عوامل تولید در زیر بخش‌های صنایع بزرگ ایران"، تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۲، صص ۱۱۹-۸۷، ۱۳۸۷.
- [۱۳] شاه آبادی، ابوالفضل؛ "منابع رشد بخش صنایع و معادن اقتصاد ایران"، جستارهای اقتصادی، سال دوم، شماره ۴، صص ۸۰-۵۵، ۱۳۸۴.
- [۱۴] شهبوسار جلاوت، امیر؛ "بررسی وضعیت واحدهای تحقیق و توسعه استان و تبیین جایگاه کنونی و تدوین خط‌مشی‌ها و راهکارهایی جهت توسعه این واحدها"، مجموعه مقالات سومین همایش بین‌المللی مراکز تحقیق و توسعه صنایع و معادن، نشر آتنا، تهران، صص ۲۶۶-۲۵۳، ۱۳۸۰.
- [۱۵] عاقلی کهنه شهری، لطفعلی؛ "برآورد تابع تولید معادن کشور"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره ۱، صص ۵۰-۳۳، ۱۳۸۵.
- [۱۶] محمدزاده، پرویز؛ رهنمای قراملکی، غلامحسین؛ "بررسی تأثیر موجودی سرمایه داخلی و خارجی بر ارزش افزوده در صنایع متوسط و بزرگ ایران"، سیاستگذاری اقتصادی، سال دوم، شماره ۴، صص ۲۰۴-۱۷۳، ۱۳۸۹.
- [۱۷] متفکرآزاد، محمدعلی؛ رهنمای قراملکی، غلامحسین؛ "بررسی تأثیر فعالیت‌های R&D بر ارزش افزوده در واحدهای تحقیق و توسعه ایران"، فصلنامه سیاستگذاری اقتصادی، سال پنجم، شماره ۹، صص ۵۵-۲۹، ۱۳۹۲.
- [۱۸] مهربانی بشرآبادی، حسین؛ جاودان، ابراهیم؛ "تأثیر تحقیق و توسعه بر رشد و بهره‌وری در بخش کشاورزی ایران"، اقتصاد و توسعه کشاورزی، سال بیست و پنجم، شماره ۲، صص ۱۸۰-۱۷۲، ۱۳۹۰.
- [۱۹] ملت پرست، ماهور؛ بداغی، لیلا؛ "تحلیل فعالیت‌های تحقیق و توسعه در صنعت در قالب شبکه تکنولوژی"، مجموعه مقالات سومین همایش بین‌المللی مراکز تحقیق و توسعه صنایع و معادن، تهران، صص ۲۸-۱۱، ۱۳۸۰.
- [۲۰] نیلی، مسعود؛ همکاران؛ خلاصه مطالعات طرح استراتژی توسعه صنعتی کشور، چاپ دوم، دانشگاه صنعتی شریف و موسسه انتشارات علمی، تهران، ۱۳۸۲.
- [۲۱] واعظ، محمد؛ طیبی، کامیل؛ قنبری، عبدالله؛ "نقش هزینه‌های تحقیق و توسعه در ارزش افزوده صنایع با فناوری بالا"، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، سال چهارم، شماره ۴، صص ۷۲-۵۳، ۱۳۸۶.
- [۲۲] وجدانی طهرانی، هدیه؛ افتخاری، عبدالرضا رکن الدین؛ "سنجش اثربخشی سرمایه‌گذاری‌های تحقیقاتی و فیزیکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن"، فصلنامه مدرس، سال نهم، شماره ۴۲، صص ۲۶۴-۲۴۵، ۱۳۸۴.

[24] Abaszade Talarposhti, Z.; "The Investigation of Effect of R&D on Total Factor Productivity in Iran", Journal of Basic and Applied Scientific Research, Vol. 2, No. 4, pp. 4328-4332, 2012.

[25] Aghion, P.; Howitt, P.; "A Model of Growth through Creative Destruction", Econometrica, Vol. 60, No. 2, pp. 323-351, 1992.

[26] Akkoyunlu, A.; Mihci, S.; Arsalan, H.; "The Custom Union with EU and Impact on Turkey's Economic

- Growth”, eighth ETSG(European Trade Study Group) Annual Conference-Vienna, 2006.
- [27] Aminullah, E.; “*The Dynamics of Industrial Technological Capability in Indonesian Economic Development*”, first International Conference on Systems Thinking in Management, pp. 49-56, 2000.
- [28] Arrow, K.J.; “*The Economics Implications of Learning by Doing*”, Review of Economic Studies, Vol. 29, No. 3, pp. 155-173, 1962.
- [29] Baltagi; *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley Publishing, USA, Third edition, 2005.
- [30] Bozkurt, C.; “*R&D Expenditures and Economic Growth Relationship in Turkey*”, International Journal of Economics and Financial Issues, Vol. 5, No. 1, pp. 188-198, 2015.
- [31] Greene, W.H.; *Econometric Analysis*, Prentice-Hall Inc., USA, Fifth Edition, 2002.
- [32] Grossman, G.M.; Helpman, E.; “*Quality Ladders in the Theory of Growth*”, Review of Economic Studies, Vol. 58, No. 1, pp. 43-61, 1991.
- [33] Jones, C.I.; “*R&D-Based Models of Economic Growth, Journal of Political Economy*”, Vol. 103, No. 4, pp. 759-784, 1995.
- [34] Lucas, R.E.; “*On the Mechanics of Economic Development*”, Journal of Monetary Economics, Vol. 22, pp. 3-42, 1988.
- [35] Romer, D.; *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill Companies, USA, Third Edition, 2006.
- [36] Romer, P.M.; “*Endogenous Technological Change*”, Journal of Political Economy, Vol. 98, No. 5, pp. S71-S102, 1990.
- [37] Snowden, B.; Vane, H.R.; *Modern Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing, USA, 2005.
- [38] Svensson, R.; *Growth through Research and Development- What Does the Research Literature Say?*, VINNOVA- Swedish Governmental Agency for Innovation Systems, 2008.
- [39] Sylwester, K.; “*R&D and Economic Growth*”, Journal of Development Economics, Vol. 13, No. 4, pp.71-84, 2001.
- [40] Tsang, W.K.; Yip, S.L.; Heng Toh, M.; “*The Impact of R&D on Value added for Domestic and Foreign Firms in a Newly Industrialized Economy*”, International Business Review, Vol. 17, No. 4, pp. 423-441, 2008.
- [41] Tseng, C.Y.; “*Internal R&D Effort, External Imported Technology and Economic Value added: Empirical Study of Taiwan's Electronic Industry*”, Applied Economics, Vol. 40, No. 8, pp. 1073-1082, 2008.
- [42] Ulka, H.; “*R&D, Innovation and Economic Growth: An Empirical Analysis*”, IMF working paper, No. WP/04/185, 2004.
- [43] Yanbing, W. ; “*Indigenous R&D, Technology Imports and Productivity: Evidence from Industries across Regions of China*”, economic research journal, Vol. 53, No. 8, pp. 78-61, 2008.

