Journal of Development and Capital
Shahid Bahonar University of Kerman
Print ISSN: 2008-2428 Online ISSN: 2645-3606
Homepage: https://jdc.uk.ac.ir
Iranian E-Commerce Scientific Association

Capital Estimation and Its Effect on the Growth of Manufacturing Industries in Iran

Afzal Beikmohammadi[*]
MohammadAli Feizpour[**]
Kazem Yavari[***]

Abstract

Objective: In order to achieve economic growth, policy makers have always had a special look at the industry sector. As far as the industry is called the engine of economic growth. Therefore, the growth of the industry has always been considered, and policies have been adopted to accelerate it. The factors affecting the growth of the industry are divided into two categories of internal and external factors, and therefore, determining the contribution of each of these two categories in the growth of the industry can be a good guide in making macroeconomic decisions. Therefore, two objectives have been considered for this study. The first goal of this research is to estimate the capital stock of the manufacturing industries using data revised by the Iranian Statistics Center, and the second goal is to determine the contribution of internal and external factors affecting the growth of the manufacturing industries value added with a special view on capital as an internal factor.

Method: The data used in this study is the time series of 2002-2019, and the Dadkhah and Zahedi (D-Z) method was used to estimate the capital stock of the manufacturing industries. The contribution of external and internal factors affecting the growth of the manufacturing industries is obtained by multiplying the production elasticity of the production factors in their growth using the Solow growth model. Also, the existence of a long-term relationship between the dependent variable and the independent variables has been investigated through the Pesaran bounds test. The long-term correlation coefficients were obtained using ordinary least squares regression and the error correction method (ECM) was used to estimate the short-term correlation coefficients of the variables.

Results: After performing the unit root test, it was determined that all the variables used in the research were non-stationary at the level and after one time of differentiation, they were stationary. Therefore, for the existence of co-accumulation and the existence of the long-term relationship, the Pesaran bounds test was performed, and the cointegration between the variables was confirmed. Also, due to the existence of autocorrelation, by dividing the variables by the number of labors, they are included in the model per capita. Calculating variables such

Journal of Development and Capital, Vol. 8, No. 2, pp. 51-71
[*] Ph.D. Candidate of Accounting, Faculty of Economies, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. **Email:** beikmohamadi@stu.yazd.ac.ir
[**] **Corresponding Author**, Associate Professor of Economies, Faculty of Economies, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. **Email:** feizpour@yazd.ac.ir
[***] Associate Professor of Economies, Faculty of Economies, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. **Email:** kyavari@yazd.ac.ir
Submitted: 12 August 2022 **Revised:** 29 October 2022 **Accepted:** 9 November 2022 **Published:** 23 December 2023
Publisher: Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.
DOI: 10.22103/jdc.2022.20008.1288
©The Author(s).

Abstract

as the size of the government, exchange rate and the degree of the economic openness per capita have no meaning from an economic point of view, so the act of dividing has not been done for them. The results of the ordinary least square method have shown that in the long term, the amount of money per capita with a 32% share in the growth of the industry is the most influential external variable of this research, and after that, capital per capita is the second most important and effective factor on the said variable. Also, the third variable influencing the growth of the industry in the long term is the exchange rate with a share of nearly 7%. However, the coefficients estimated by the error correction method indicate that in the short term, the share of capital per capita and the volume of money per capita in the growth of the industry are 38 and 21 percent, respectively, and no other influential variable has been observed in the short term. The results of investigating the absence of heterogeneity of variance, autocorrelation, and collinearity problems using Hausman, LM, and variance inflation index (VIF) tests respectively for both OLS and ECM methods have shown that the aforementioned problems did not exist, and therefore, the results of this study are reliable.

Conclusion: The results of this research, using the revised data of industrial workshops with 10 or more workers in the period of 2002-2019 and using the Solow growth model, indicate that in the short term, internal factors and in the long term, external factors have contributed the most to the growth of industrial production. It can be concluded that in the long term, the economic conditions at the macro level of the country and the economic variables affecting the performance of the industry sector, which are exogenously determined for it or in other words imposed on it, have had a greater contribution to economic sector growth than the variables that are in the decision-making sphere of economic units. The important point hidden in these results is that observing the effects of internal factors in the short term should not lead to neglecting the long-term effects of external factors and making policies with a short-term perspective. That is, paying attention only to making decisions that emphasize the internal factors of the industry, such as capital and labor, and making decisions at the macro level without considering the long-term effects on the industry sector, prevents the industry sector from reaching its potential growth.

Keywords: *Capital Stock, Industry, Value Added Growth, Internal and External Factors*.

JEL Classification: D24, L6, N1.
Paper Type: Research Paper

Citation: Beikmohammadi, A., Feizpour, M.A., & Yavari, K. (2023). Capital estimation and its effect on the growth of manufacturing industries in Iran. *Journal of Development and Capital*, 8(2), 51-71 [In Persian].

مجله توسعه و سرمایه
شاپا چاپی: ۲۴۲۸-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۳۶۰۶-۲۶۴۵
Homepage: https://jdc.uk.ac.ir

موجودی سرمایه و رشد صنایع تولیدی در ایران

افضل بیک محمدی*
محمدعلی فیض‌پور**
کاظم یاوری***

چکیده

هدف: هدف این پژوهش برآورد موجودی سرمایه در صنایع تولیدی ایران و تعیین سهم عوامل درونی و بیرونی مؤثر بر رشد ارزش افزوده آن‌ها با نگاه ویژه به موجودی سرمایه در دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۱ است.

روش: این مطالعه با استفاده از الگوی رشد سولو، رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) و روش تصحیح خطا (ECM) انجام شده است.

یافته‌ها: در بلندمدت حجم پول و سرمایه سرانه به ترتیب با ۳۲ و ۲۹ درصد سهم در رشد صنایع تولیدی تأثیرگذارترین متغیر بیرونی این پژوهش بوده‌اند و نرخ ارز با سهم ۷ درصدی بعد از این دو متغیر قرار دارد. در کوتاه مدت سهم سرمایه و حجم پول سرانه در رشد صنایع تولیدی به ترتیب ۳۸ و ۲۱ درصد بوده و سایر متغیرها تأثیر معناداری بر رشد در کوتاه‌مدت نداشته‌اند.

نتیجه‌گیری: براساس یافته‌های این پژوهش چنانچه هدف رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی در کوتاه‌مدت باشد آنگاه باید میزان سرمایه سرانه در صنایع تولیدی افزایش یابد و زمینه رشد ارزش‌افزوده در صنایع تولیدی در بلندمدت را سیاست‌های پولی انبساطی مهیا می‌نماید. بنابراین اثر بخش‌ترین استراتژی‌ها برای داشتن صنایعی با بیشترین شتاب رشد ارزش‌افزوده در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب تمرکز بر داشتن صنایع تولیدی سرمایه‌بر و سیاست پولی انبساطی است.

واژه‌های کلیدی: *موجودی سرمایه، صنایع تولیدی، رشد ارزش افزوده، متغیرهای درونی و برونی.*

طبقه‌بندی JEL: D24، L6، N1.

نوع مقاله: پژوهشی.

استناد: بیک محمدی، افضل؛ فیض‌پور، محمدعلی و یاوری، کاظم (**۱۴۰۲**). موجودی سرمایه و رشد صنایع تولیدی در ایران. *مجله توسعه و سرمایه*، **۸(۲)**، **۷۱-۵۱**.

مجله توسعه و سرمایه، دوره هشتم، ش ۲، صص. ۷۱-۵۱

* دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. **رایانامه:** beikmohamadi@stu.yazd.ac.ir

** **نویسنده مسئول**، دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. **رایانامه:** feizpour@yazd.ac.ir

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. **رایانامه:** kyavari@yazd.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۵/۲۱ **تاریخ بازنگری:** ۱۴۰۱/۸/۷ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۸/۱۸ **تاریخ انتشار برخط:** ۱۴۰۲/۱۰/۲

ناشر: دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

DOI: 10.22103/jdc.2022.20008.1288

©The Author(s).

مقدمه

از مهمترین اهداف هر جامعه‌ای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی است و برای تحقق این امر، دولت‌ها هزینه‌های متعدد و فراوانی صرف تحقیق و پژوهش و برنامه‌ریزی‌ها در طول دوره‌های مختلف کرده‌اند. یکی از پایه‌ترین امورات برای تحقق این هدف، شناسایی عوامل مؤثر بر آن است (رحیمی و همکاران، ۱۴۰۱). اگر توسعه صنعتی را اصلی‌ترین مسیر انتخاب شده توسط سیاست‌گذاران جهت دستیابی به رشد اقتصادی ندانیم؛ قطعاً یکی از اصلی‌ترین‌ها قلمداد خواهد شد و رشد صنعت نیز مهم‌ترین رکن توسعه صنعتی است. یکی از متداول‌ترین تعاریف مورد استفاده در خصوص رشد اقتصادی، رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد و در حوزه ادبیات اقتصادی نیکلاس کالدور از جمله اقتصاددانان طرفدار کینز است که صنعت را موتور رشد اقتصادی دانسته است (بهشتی و صدیق‌نیا، ۱۳۸۵). بر اساس اولین قانون از سه قانون رشد کالدور صنعت کارخانه‌ای موتور رشد اقتصادی است. به عبارت دیگر میان رشد GDP و تولید صنعت کارخانه‌ای رابطه مثبت وجود دارد. از این‌رو می‌توان بخش صنعت را از مهم‌ترین بخش‌های هر اقتصاد دانست که ارتباطات پسین و پیشین آن با سایر بخش‌های اقتصادی موجب انتقال رشد و توسعه به آن‌ها می‌گردد. بدیهی است چنانچه در کشوری توسعه صنعتی به عنوان ابزاری برای نیل به رشد اقتصادی انتخاب گردد، تمرکز سیاست‌گذاری‌ها در حوزه بخش صنعت بیشتر خواهد بود. از آن‌جا که آثار سیاست‌گذاری در اقتصاد در بلندمدت عیان‌تر و بزرگتر از کوتاه‌مدت است، استفاده از روش آزمون و خطا در این امر نه تنها عقلانی نبوده بلکه می‌تواند جبران ناپذیر باشد. از این‌رو عدم شناخت صحیح نسبت به نتیجه سیاست‌گذاری‌ها، آینده‌ای پرریسک را برای اقتصاد رقم خواهد زد.

چنانچه هدف از سیاست‌گذاری افزایش رشد صنعت باشد، آنچه اهمیت می‌یابد حسابداری رشد صنعت به معنی شناخت عوامل مؤثر بر رشد صنعت و تعیین سهم آن‌ها در رشد صنعت است. به عنوان مثال اجرای سیاست پولی انبساطی منجر به کاهش نرخ بهره و کاهش هزینه سرمایه‌گذاری شده و این امر سرمایه‌گذاری را افزایش داده و در نتیجه تولید افزایش می‌یابد(شالی‌ها و همکاران، ۱۴۰۰). اما سهم سیاست اجرا شده در مقایسه با سایر عوامل به چه میزان است؟

با بررسی اسناد بالادستی جمهوری اسلامی ایران می‌توان ادعا کرد بخش صنعت تاکنون یکی از بخش‌های هدف برای دستیابی به رشد اقتصادی بوده و بنابراین حسابداری رشد بخش صنعت کشور از اهمیت ویژه برخوردار است.

این درحالی است که اگرچه مطالعات متعددی کوشیده‌اند عوامل مؤثر بر رشد صنایع تولیدی در ایران و سایر کشورها را مورد بررسی قرار دهند، با این وجود تأکید عمده مطالعات مذکور بر متغیرهای درونی و عدم تفکیک متغیرهای مؤثر بر رشد صنعت به متغیرهای درونی و برونی است. بر این اساس هدف اصلی این مطالعه نه تنها بررسی عوامل مؤثر بر رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی است، بلکه می‌کوشد تا این عوامل را به تفکیک عوامل درونی و برونی و برای دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت دسته‌بندی نماید. از این‌رو تفکیک متغیرهای تأثیرگذار بر رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی با نگاه به متغیرهای درون و برون صنعتی نوآوری این پژوهش است. همچنین انجام این مطالعه بر حسب آخرین داده‌های منتشر شده توسط مرکز آمار ایران را می‌توان نوآوری دیگر این پژوهش محسوب نمود. بنابراین در این پژوهش عوامل تولید به دو دسته درون صنعت و برون صنعت تفکیک و سهم هر یک از این دو گروه در رشد صنایع تولیدی با نگاه ویژه به سرمایه به‌عنوان مهمترین عامل درونی تعیین شده است.

در این مقاله پس از مقدمه به عنوان بخش اول، مبانی نظری رشد صنعت در بخش دوم، مروری بر مطالعات پیشین در بخش سوم، روش حسابداری رشد در بخش چهارم و داده‌ها، مدل و نتایج مطالعه در بخش پنجم آورده شده است و در نهایت این مقاله با جمع‌بندی و نتیجه‌گیری به عنوان بخش آخر پایان یافته است.

مبانی نظری و بسط فرضیه‌های پژوهش

اگرچه صنعتی شدن[1] مفهومی گسترده‌تر از رشد صنعت را در بر دارد، با این وجود بدون رشد صنعت تحقق نیافتی است. صنعتی شدن فرآیندی است که در آن افزایش شدید در سهم صنعت از تولید ناخالص داخلی و نیروی‌کار رخ می‌دهد و مرکز ثقل اقتصاد از بخش کشاورزی به صنعت منتقل می‌شود. همچنین تغییر قابل توجه در تکنیک‌های تولید کالاها از مشخصه‌های این فرآیند است که در نتیجه تکنیک‌های سرمایه‌بر در قالب انواع مختلف ماشین‌آلات در تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد. هیکس[2] (۱۹۶۹) آغاز صنعتی شدن را زمانی می‌داند که سرمایه ثابت به سمت بخش صنعت حرکت می‌کند (ساندرام[3]، ۱۹۹۰). صنعتی شدن در اواخر قرن هیجدهم در اروپای غربی آغاز شد که اساس آن انقلاب علمی بود که از زمان رنسانس در حال جوشش بود. کوزنتس[4] (۱۹۶۶) بیان می‌کند افزایش دانش بشری در اروپای آن زمان به قدری زیاد بود که بهره‌برداری و استفاده از آن توانست انرژی جوامع بشری و رشد آن‌ها را برای دوره‌ای طولانی فراهم سازد. با پیشرفت گسترده علم بزرگترین اکتشافات صنعتی در اروپا آغاز شد و پس از آن تحقیقات علمی به‌طور سیستماتیک در تولیدات صنعتی اعمال شد. استفاده از تکنیک‌های جدید ارتباط تنگاتنگی با استفاده از سرمایه و ظهور طبقه سرمایه‌داران داشت. از این‌رو رشد صنعت اغلب با توسعه سرمایه‌داری همراه بوده است. همزمان با توسعه سرمایه‌داری سیستم کارخانه نیز گسترش یافت در نتیجه به‌جای استفاده از سیستم صنعت کلبه‌ای که مقدار کمی سرمایه توسط کارگران در منزلشان به‌کار گرفته می‌شد، گروه‌های بزرگ کارگران به محل کالاهای سرمایه‌ای در قالب ماشین‌آلات آورده می‌شدند. بنابراین تمرکز نیروی‌کار در محل واحدهای تولیدی از یک طرف منجر به صرفه‌های ناشی از مقیاس، یعنی بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس به‌عنوان یکی از ویژگی‌های متمایز کننده تولید صنعتی، و از طرف دیگر منجر به ظهور نیروی کار منضبط شد.

در نظریه رشد مدرن، بیشتر استفاده از سرمایه به‌عنوان جایگزین نیروی‌کار در نظر گرفته شده اما اختراعات مهم قرن هیجدهم اروپا اساساً صرفه‌جویی در نیروی‌کار نبوده بلکه نقش اصلی آن‌ها جایگزینی مهارت‌های کارگری بوده است. بنابراین گسترش تولید منسوجات پنبه‌ای در بریتانیا بر اساس ماشین‌آلاتی بود که عمدتاً به عنوان جایگزین مهارت دستان هندی ساخته می‌شدند که اروپائیان نمی‌توانستند با آن‌ها مطابقت داشته باشند (روستو[5]، ۱۹۷۵).

دین و کول[6] (۱۹۶۲) از منظر تقاضا، رشد سریعتر کشاورزی در انگلیس و پیوند رشد بازار داخلی کالاهای صنعتی با ثروت جامعه کشاورزی را به‌عنوان دلیل آغاز صنعتی شدن از انگلستان مطرح نموده‌اند. همچنین لندز[7] (۱۹۶۹) به بالاتر بودن قدرت خرید سرانه و استانداردهای زندگی در انگلستان نسبت به سایر نقاط اروپا اشاره و چنین استدلال کرده‌اند که کارگر انگلیسی نه تنها غذای بهتری می‌خورد، که نسبت به سایر کارگران در قاره خود میزان کمتری از درآمد خود را صرف غذا می‌کرد. در نتیجه پول بیشتری برای پرداختن به سایر کالاها از جمله محصولات کارخانه‌ای داشت. به‌علاوه دفو[8] (۱۷۲۸) سبک زندگی

[1] Industrialization
[2] Hicks
[3] Sundrum
[4] Kuznets
[5] Rostow
[6] Dean and Cole
[7] Landes
[8] Defoe

سخاوتمندانه و آزاد انگلیسی را ایجاد کننده الگوی مصرف مطلوب برای رشد تولیدات کارخانه‌ای در بازار داخلی آن کشور دانسته است. در مقابل استدلال‌های مبتنی بر طرف تقاضا مؤکدان بر طرف عرضه وجو دارند. مزیت‌های انگلستان در منابع ذغال سنگ و تکنولوژی ذغال سنگ محور، توسط نف[1] (۱۹۴۰) و هریس[2] (۱۹۷۲) مطرح شده است. روستو (۱۹۷۵) برتری انگلیس نسبت به فرانسوی‌ها را در شبکه بهم پیوسته‌ای از علم، اختراع و نوآوری می‌داند. اهمیت صنعتی‌سازی از دیدگاه نظریه رشد، به علت منجر شدن آن به شتاب معنادار در فرآیند رشد اقتصادی است و از این‌رو آن را مرحله شتاب روند رشد اقتصادی نامیده‌اند. براساس نظریه خیز[3] رستو (۱۹۶۰) صنعتی‌سازی با استفاده زیاد از سرمایه در تکنیک‌های جدید تولید، منجر به افزایش و رشد سریعتر بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت می‌شود. گروشنگرون[4] (۱۹۶۲و ۱۹۶۳) به نقش مهمی برای دولت در پیشرفت سریع کشورهای عقب‌مانده‌تر پرداخته است.

منابع رشد صنعتی

از جمله مفروضاتی که برای ایجاد الگوی منطقی رشد استفاده می‌شود، ثابت بودن نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت در گذر زمان و بالاتر بودن آن نسبت به سایر بخش‌ها است. اگرچه در بخش صنعت بهره‌وری نیروی کار نسبت به سایر بخش‌ها سریعتر رشد می‌کند، با این وجود سطح و رشد آن در طول زمان و در بین کشورها تغییر می‌کند. یکی از مسائل اصلی در مطالعه رشد صنعت توضیح این تغییرات است. علت این تغییرات عوامل طرف‌های عرضه و تقاضا و تأثیراتی است که بر هم می‌گذارند.

الف) منابع رشد: نظریه

نیروی کار و سرمایه دو عامل تولید اصلی در بخش صنعت هستند. بنابراین رشد تولیدات صنعتی به رشد آن‌ها و بهبود کارایی استفاده از آن‌ها بستگی دارد. منظور از کارایی، فرآیند تکنولوژیکی استفاده از عوامل تولید است. از منظر مقیاس تولید و در شرایط بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، فناوری یا شرایط تولید، توسط میزانی از عوامل نیروی کار و سرمایه که برای تولید یک واحد محصول به کار می روند توصیف می شود. بنابراین با فرض تابع با کشش جانشینی ثابت حرکت در طول منحنی تولید یکسان، به این معنی فناوری تولید ثابت و جابه‌جایی بین دو منحنی تولید یکسان نشان دهنده پیشرفت در فناوری تولید است. بنابراین بر روی یک منحنی تولید و با فرض استفاده کامل از تمام عوامل تولید، رشد تولید با رشد عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) توضیح داده می‌شود اما بر روی دو منحنی تولید متفاوت بخشی از رشد تولید به‌علت ارتقاء فناوری است (ساندرام، ۱۹۹۰). چنان‌چه منحنی تولید یکسان با نرخ ثابتی کوچک شود، تحت عنوان پیشرفت فناوری خنثی شناخته می‌شود. تغییرات فناوری خنثی به گروهای مختلفی از جمله خنثایی هارود[5]، خنثایی سولو[6] و خنثایی[7] هیکس تقسیم می‌شود. انتقال منحنی‌های تولید یکسان با نرخ ثابت در مسیر نزولی یعنی در طول محور نیروی کار خنثای هارود، در مسیری به سمت چپ و در راستای محور سرمایه خنثای سولو و چنان‌چه در راستای مبدأ مختصات باشد خنثای هیکس است. خنثایی هارود و سولو را به ترتیب کارافزا و سرمایه‌افزا نیز می‌نامند و بر اساس این تعاریف پیشرفت فناوری نیز بسته به نرخی که منحنی‌های تولید یکسان در مسیرهای مختلف کوچک می‌شوند به سرمایه‌اندوز و کاراندوز دسته‌بندی می‌شود. براساس نظرات اقتصاددانان نئوکلاسیک اگر پیشرفت فناوری خنثایی هارود وجود داشته باشد در مسیری که نسبت سرمایه به تولید ثابت است، سهم عوامل ثابت خواهد

[1] Nef
[2] Harris
[3] Take off
[4] Greschenkron
[5] Harrod- Neutral
[6] Solow- Neutral
[7] Hicks- Neutral

بود. در خصوص خنثایی سولو و هیکس نیز این سهم ثابت عوامل به ترتیب در مسیرهایی که نسبت نیروی‌کار به تولید و نسبت سرمایه به نیروی‌کار ثابت است، وجود دارد (ساندرام، ۱۹۹۰).

ب) منابع رشد: اندازه‌گیری

اندازه‌گیری منابع رشد برای اولین بار در تجربه تاریخی کشورها به‌کار رفت. به‌عنوان مثال با کاربرد این روش برای ایالات متحده آمریکا در دوره ۱۹۴۹-۱۹۰۹ توسط سولو[1] (۱۹۵۷) این نتیجه خاصل شده که هفت‌هشتم افزایش در تولید سرانه ناخالص نیروی‌کار مربوط به تغییرات فناوری و یک‌هشتم آن به علت رشد سرمایه و نیروی‌کار بوده است. به اعتقاد آبرامویتز[2] (۱۹۵۶) نادیده‌گرفته شدن عواملی از قبیل کیفیت سرمایه و نیروی‌کار، نقش بازدهی فزاینده و اثر تغییر در ترکیب تولید، منجر به برآورد سهم زیاد برای رشد فناوری شده است. در نتیجه برای کاهش اندازه تأثیر عامل پسماند، اصلاحات بیشتری در این روش صورت گرفت. از جمله دنیسون[3] (۱۹۶۲) با در نظر گرفتن تغییر سطح تحصیلات، ساعات کار، انواع سرمایه و غیره سهم پیشرفت فناوری در تولید سرانه ایالات متحده را در دوره ۱۹۵۷-۱۹۰۹ به ۴۶ درصد کاهش داده است. در راستای اصلاح بیشتر خطاهای اندازه‌گیری عوامل گوناگون، یورگنسون و گریلیچز[4] (۱۹۶۷) سهم پیشرفت فناوری در رشد GDP ایالات متحده آمریکا را در دوره ۱۹۶۵-۱۹۴۵ به ۳ درصد کاهش دادند.

اشر[5] (۱۹۸۰) با رد مفهوم تغییر فناوری به‌عنوان تغییر در تولید سرانه هر داده، نرخ رشد مصرف سرانه را جایگزین نرخ تغییر فنی قرار داده است. روش متفاوت دیگری که به تأثیرات متقابل تغییر فناوری و انباشت سرمایه می‌پردازد در الگوهای مختلف قدمت[6] مطالعه شده که در آن‌ها کالاهای سرمایه‌ای براساس تاریخ تولید شان متمایز شده‌اند. از آن‌جا که نسبت کالاهای سرمایه‌ای با آخرین فناوری بالاتر است، رشد سریعتر انباشت سرمایه، به معنی نرخ بالاتر پیشرفت فناوری است. کالدور[7] (۱۹۷۵) با توجه به ارتباط درونی میان نرخ پیشرفت فناوری و نرخ انباشت سرمایه، پیشنهاد می‌دهد که کل مفهوم تابع تولید را کنار گذاشته و رابطه بین نرخ رشد محصول سرانه و نرخ رشد سرمایه سرانه، که با تابع پیشرفت تکنیکال[8] (TPF) تعریف می‌شود، به‌عنوان واحد تحلیل در نظر گرفته شود. کالدور بر اساس مفهوم TPF نظریه‌های رشد جایگزین را توسعه داده است. نابسس[9] و ری[10] (۱۹۷۴)، کورن‌وال[11] (۱۹۷۷) و هاسچه[12] (۱۹۷۹) به طبقه‌بندی مراحل مختلف روند پیشرفت فناوری پرداخته‌اند. مطالعاتی از قبیل مدیسون[13] (۱۹۸۷) نیز برای تخمین تأثیر بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس (صرفه‌های مقیاس) صورت گرفته است. در واقع بازدهی فزاینده در رشد اقتصادی و خصوصاً در بخش صنعت از زمان آدام اسمیت[14] از اهمیت شناخته شده‌ای برخوردار بوده است. همچنین مطالعات رابینسون[15] (۱۹۵۳)، مارشال[16] (۱۹۶۱)، ملل متحد[17] (۱۹۶۴) و پراتن[18] (۱۹۷۱) در مورد فرایندهای واقعی تولید انجام گرفته و حاکی از بازدهی فزاینده قابل توجهی در آن فرایندها بوده است. سخت بودن مطالعه نظری پدیده بازدهی فزاینده موجب شده در مطالعات نظری رشد اقتصادی کمتر به آن پرداخته شود. از جمله این مشکلات، در هم‌تنیدگی برقراری

[1] Solow
[2] Abramovitz
[3] Denison
[4] Jorgensen and Griliches
[5] Usher
[6] Vintage Model
[7] Kaldor
[8] Technical Progress Function
[9] Nabseth
[10] Ray
[11] Cornwall
[12] Hacche
[13] Maddison
[14] Adam Smith
[15] Robinson
[16] Marshall
[17] United Nations
[18] Pratten

بازدهی فزاینده با تغییر پیشرفت فناوری و انباشت سرمایه است. این مسئله اولین بار در مقاله برگزیده یانگ[1] (۱۹۲۸) مورد توجه قرار گرفته است. وی با اشاره به نکته فراموش شده در تحلیل آدام اسمیت، در خصوص منجر شدن تقسیم کار به اختراع، تحت عنوان صرفه‌های ناشی از روش‌های تولید دوربرگردان، که تجلی‌گاه صرفه‌های ناشی از مقیاس نیز هستند؛ بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس را پدیده‌ای پویا و غیر قابل مطالعه با مدل‌های ایستای اقتصاد نئوکلاسیک دانسته است. با این وجود از آنجا که اهمیت عملی بازدهی فزاینده در هیچ مطالعه‌ای در خصوص فرآیند رشد صنعتی قابل چشم پوشی نیست، روش‌هایی برای مطالعه آن از جمله تعمیم معروف به قانون وردورن[2] ارائه شده است. در این تعمیم نقش بازدهی فزاینده به‌جای رابطه بین میزان تولید و سطح بهره‌وری با رابطه بین نرخ رشد بهره‌وری و نرخ رشد تولید نشان داده می‌شود. این رابطه می‌تواند میان رشد بهره‌وری و رشد تولید دو طرفه باشد (ساندرام، ۱۹۹۰).

پیشینه پژوهش

کلارک[3] (۱۹۹۵) به بررسی رابطه میان رشد بخش صنعتی و استراتژی‌های تجاری برون‌گرا و درون‌گرا در ۳۵ کشور در حال توسعه و در بازه زمانی ۱۹۸۵-۱۹۷۳ پرداخته است. نتایج این بررسی حاکی از رابطه مثبت و معنادار رشد صنعت با متغیرهای رویکرد تجاری برون‌گرا، انباشت سرمایه، رشد صادرات بوده است. همچنین رشد نیروی‌کار رابطه معناداری با رشد صنعت نداشته است. در پژوهشی دیگر ددلا و لی‌پی[4] (۲۰۰۵) نحوه انتقال سیاست پولی را در بخش صنعت پنج کشور عضو OECD شامل فرانسه، آلمان، ایتالیا، انگلیس و آمریکا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این بررسی نشان داده است که افزایش غیرقابل انتظار در نرخ بهره کوتاه‌مدت با وقفه زمانی موجب کاهش تولید بخش صنعت شده است. همچنین بیشترین تأثیر شوک سیاست پولی بر صنعت که با کشش بهره‌ای تولید صنعتی اندازه‌گیری می‌شود در آلمان و ایتالیا و سایر کشورها به ترتیب ۱/۶، ۱/۱ و ۰/۷ درصد بوده است. فضل‌زاده و سیف[5] (۲۰۱۰) نیز رابطه میان بازبودن تجاری و رشد صنایع تولیدی ایران را در چارچوب داده‌های سالیانه دوره ۲۰۰۶-۱۹۶۱ مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه بازبودن تجاری به صورت مثبت و معنادار با رشد صنایع تولیدی مرتبط بوده است. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در بازبودن تجاری در بلندمدت، موجب ۰/۶۶ درصد افزایش در ارزش افزوده صنایع تولیدی می‌گردد. این در حالی است که ضرایب بدست آمده برای متغیرهای سرمایه و نیروی‌کار به ترتیب معادل ۰/۲۴ و ۰/۵۹ درصد بوده است.

اوتالو و اندرو[6] (۲۰۱۵) به ارزیابی عوامل تعیین‌کننده رشد صنعتی در کشور نیجریه پرداخته‌اند. در این مطالعه رابطه ستانده بخش صنعت با عوامل تعیین‌کننده رشد صنعتی مانند سرمایه، نیروی‌کار، نرخ ارز، تورم و بازبودن تجاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار گرفته است. براساس نتایج این مطالعه میان رشد ستانده صنعتی و متغیرهای مستقل پژوهش ارتباط معنادار بلندمدت قوی وجود دارد. به نحوی که سرمایه، نیروی کار و نرخ ارز رابطه مثبت و معنادار و نرخ تورم و باز بودن تجاری رابطه‌ای معکوس با ستانده بخش صنعت داشته‌اند. همچنین عبدالمأمونی[7] (۲۰۱۶) تأثیر تغییرات نرخ ارز بر عملکرد بخش تولیدی کشور غنا را مورد آزمون قرار داده است. نتایج حاکی از آن است که در دوره‌های

[1] Young
[2] Verdoorn's Law
[3] Clark
[4] Dedola and Lippi
[5] Fazlzadeh and Seif
[6] Otalu and Anderu
[7] Abdul-Mumuni

زمانی کوتاه و بلندمدت میان نرخ ارز و عملکرد بخش تولید ارتباط مثبت و معنادار وجود داشته است. همچنین در بلندمدت واردات تأثیر منفی و معنادار و در کوتاه‌مدت نیز نرخ بهره تأثیر منفی و معنادار بر عملکرد بخش مذکور داشته است. در مطالعه‌ای دیگر محبوب و احمد[1] (۲۰۱۷) به منظور بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تولید بخش بنگاه‌های تولیدی عربستان سعودی با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۱۴-۲۰۰۲ دریافته‌اند در بلندمدت تغییرات قیمت نفت تأثیری بر محصول بنگاه‌های تولیدی نداشته است. با این وجود تغییرات قیمت نفت پس از ده فصل بر مخارج دولتی تأثیرگذار بوده و پیش‌بینی شده است که تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تولید بنگاه‌های تولیدی تنها از طریق مخارج دولت رخ می‌دهد. سوکونل[2] و همکاران (۲۰۱۸) در خصوص ارتباط میان رشد بخش تولیدی کشورهای جنوبی صحرای آفریقا و متغیرهایی نظیر نرخ بهره، تورم، هزینه‌های نیروی کار و تشویق‌های دولتی به مطالعه ۲۶ کشور منطقه مذکور در برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که هیچ رابطه معناداری میان رشد صنعت و هیچ‌یک از متغیرهای مستقل پژوهش وجود نداشته است.

الرحمان[3] و همکاران (۲۰۱۹) نیز با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۴ عوامل تعیین کننده رشد بخش صنعت پاکستان را برآورد نموده‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه در کوتاه‌مدت متغیرهای مستقل این پژوهش شامل بدهی خارجی، GDP سرانه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[4] (FDI)، رشد بخش صنعت را به‌طور منفی و معنادار تحت تأثیر قرار داده‌اند. این در حالی است که در بلندمدت نتایج کاملاً برعکس بوده و تمامی متغیرهای مذکور بر رشد بخش صنعت اثر مثبت و معنادار داشته‌اند. مقاله کِنی اس[5] (۲۰۱۹) به عوامل تعیین کننده عملکرد بخش صنعت کشور نیجریه و سهم آن در GDP پرداخته است. کنی در این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۵ رابطه مثبت و بلند مدت میان نیروی‌کار، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و نرخ ارز و ارزش افزوده صنایع تولیدی مشاهده نموده است. با این وجود متوسط استفاده از ظرفیت تولید، نرخ بهره وام و مخارج دولت به عنوان سایر متغیرهای این پژوهش با عملکرد بخش صنعت رابطه‌ای بلندمدت و منفی داشته‌اند.

آدلو و کان[6] (۲۰۲۰) پاسخگویی عملکرد (ارزش افزوده) بخش تولیدی کشور نیجریه را به عوامل تعیین کننده کلان اقتصادی را در دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۱ مورد بررسی قرار داده است. نتایج به دست آمده حاکی از رابطه بلندمدت معنادار نرخ ارز (منفی)، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (مثبت) و نرخ بهره (منفی) با ارزش افزوده صنایع تولیدی است. همچنین در کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ بهره اثر مثبت و معنادار و نرخ ارز اثر منفی و معنادار بر عملکرد بخش صنعت کشور نیجریه داشته است. سلام[7] (۲۰۲۱) در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر بخش تولیدی مصر طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۷۰ پرداخته است. بر اساس نتایج به دست آمده از داده‌های سری زمانی سالانه، بین ارزش افزوده صنعت و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، تعداد نیروی کار، و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه‌ای مثبت و معنادار مشاهده شده است. در حالی که تولید ناخالص داخلی و شاخص بهره‌وری کل اثر منفی و معنادار بر ارزش افزوده بخش صنعت داشته‌اند. پژوهش وان[8] و همکاران (۲۰۲۲) به منظور بررسی نقش توسعه صنعت در رشد پایدار و چگونگی تأثیرپذیری سهم بخش صنعت در رشد از صادرات و سیاست‌های صادرات محور انجام شده است. در این راستا داده‌های ۱۳۰ کشور درحال توسعه را در بازه زمانی

[1] Mahboub and Ahmed
[2] Sokunle
[3] Fringe Direct Investment
[4] Ur Rahman
[5] Kenny
[6] Adelowokan
[7] Sallam
[8] Wan

۲۴ ساله ۲۰۱۹-۱۹۹۶ مورد مطالعه قرار داده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان داده رشد صنعت اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه داشته است و این در حالی است که صادرات و در نتیجه سیاست‌های مرتبط با آن منجر به صنعت‌زدایی و در نهایت کاهش رشد اقتصادی شده است. با این وجود در این مطالعه مشاهده شده است که بسته به سطح توسعه‌یافتگی کشورها میزان آسیب پذیری رشد اقتصادی آن‌ها از صادرات متفاوت است. چنانچه درآمد سرانه معیار برای سطح توسعه‌یافتگی باشد، کشورهای فقرتر نسبت به کشورهای ثروتمندتر آسیب‌پذیرتر خواهند بود.

برادران‌شرکاء و صفری (۱۳۷۷) به بررسی تأثیر صادرات بر رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت پرداخته است. این مطالعه در دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۲ انجام شده و بر اساس نتایج این پژوهش رشد کل صادرات، صادرات غیرنفتی، رشد صادرات بخشی و شوک نفتی اثر مثبت و معنادار بر رشد بخش صنعت داشته است. همچنین انقلاب و جنگ اثر منفی بر رشد بخش صنعت داشته است. با این وجود بیشترین تأثیر بر رشد بخش صنعت متعلق به نیروی‌کار بوده است.

فهیم‌یحیایی و فلیحی (۱۳۸۲) به مطالعه اثر حجم پول، نرخ ارز موزون و اعتبارات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت در دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۴۵ پرداخته‌اند. پژوهشگران با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی دریافته‌اند که حجم پول واقعی، سرمایه سرانه و اعتبارات بانکی تأثیر مثبت و نرخ ارز موزون اثر منفی بر ارزش‌افزوده بخش صنعت داشته است.

مهرآرا و میری (۱۳۸۹) اثر درآمد حقیقی نفت و موجودی سرمایه بر ارزش افزوده بخش صنعت را در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۷۱ مورد بررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی، علیت گرنجر و روش تصحیح خطا نشان داده است که در کوتاه مدت رشد درآمد نفت تأثیر معناداری بر رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت نداشته و در بلند مدت اثر منفی و معنادار بر آن گذاشته است. همچنین سرمایه‌گذاری در هر دو دروره زمانی تأثیر مثبت و معنادار بر ارزش‌افزوده بخش صنعت داشته است.

بهمنی (۱۳۹۵) به بررسی رابطه بین نهاده انرژی و رشد ارزش افزوده بخش صنعت در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۹ پرداخته است. وی با محاسبه کشش تولیدی نهاده‌ها میزان تأثیر تغییرات آن‌ها بر ارزش افزوده بخش صنعت را تفسیر کرده است. براساس نتایج این یک در صد افزایش در نیروی کار ۶۳ درصد رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت را به همراه داشته و رشد بخش صنعت در ازای یک درصد افزایش در سرمایه و انرژی به ترتیب یک و هشت درصد بوده است.

عبدالهی آرانی و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی را بر بخش صنعت ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۳ مورد مطالعه قرار داده‌اند. محققان دریافته‌اند تأثیر سیاست پولی در کوتاه‌مدت بر تولید بخش صنعت معنادار نبوده است. در حالی که تکانه مثبت مخارج دولتی باعث افزایش سطح تولید صنعت شده است. تکانه مثبت نرخ بهره که در این مطالعه نرخ سود بانکی جایگزین آن شده تأثیر منفی و معنادار بر تولید و اشتغال بخش صنعت داشته است. همچنین تکانه مثبت حجم پول و نرخ بهره موجب تأثیر مثبت و معنادار بر دستمزد بخش صنعت شده است. به‌علاوه تولید بخش صنعت و نرخ بهره بیشترین تغییرات تولید و مخارج دولتی و نرخ بهره بیشترین تغییرات اشتغال بخش صنعت را توضیح داده‌اند. مرادی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر رشد تسهیلات بانکی بر رشد ارزش‌افزوده و سرمایه‌گذاری بخش صنعت و معدن در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۸ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که بین تغییرات لگاریتم سرمایه و تغییرات لگاریتم ارزش‌افزده و همچنین بین لگاریتم تغییرات مانده تسهیلات بانکی و تغییرات لگاریتم ارزش‌افزده بخش صنعت و معدن رابطه یکطرفه وجود داشته است. به نحوی که افزیش رشد سرمایه‌گذاری و مانده تسهیلات بانکی بر رشد ارزش‌افزوده مؤثر بوده است.

ایزدخواستی و دزفولی (۱۳۹۸) اثر تلاطم‌های نرخ ارز بر ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن ایران را در شرایط تحریم‌های یک‌جانبه و چندجانبه مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به دست آمده از این پژوهش در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۴۷ نشان داده است که تمام متغیرهای مستقل پژوهش به غیر از تلاطم‌های نرخ ارز تأثیر مثبت و معنادار بر نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن داشته و متغیر نام‌برده دارای اثر منفی و معنادار بر آن بوده است.

رسولی و همکاران (۱۳۹۹) دولت و نظام مالی را از عوامل مؤثر بر رشد صنعت دانسته‌اند و تأثیر شوک اثربخشی دولت و شوک سیستم‌های مالی بر رشد صنعت را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ تأثیر متغیرهای مذکور بر رشد بخش صنعت بررسی شده است. یافته‌های این پژوهش بیشترین تأثیر بر رشد صنعت را به شاخص‌های مبتنی بر بازار سهام و شاخص اثربخشی دولت اختصاص داده است. به طوری که شوک نظام مالی بیش از ۲۶ درصد و شوک اثر بخشی دولت نزدیک به ۴ درصد از تغییرات رشد بخش صنعت در بلند مدت را توضیح می‌دهد. این در حالی است که سهم شوک نیروی کار سیستم مالی مبتنی بر بانک در تغییرات رشد صنعت به ترتیب کمتر از ۲ و ۱/۵ درصد بوده است.

نصیری‌فر (۱۴۰۰) به منظور بررسی اثرات بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی پول از طریق نرخ ارز، وام‌دهی و اعتباری و نرخ بهره بر ارزش افزوده و اشتغال صنعت پتروشیمی مطالعه‌ای در دوره زمانی ۹۸ -۱۳۷۶ انجام داده است. نتایج به دست آمده وجود رابطه بلندمدت غیرخطی میان شوک پولی و ارزش افزوده صنعت پتروشیمی را تایید نموده و بیشترین تأثیر را به شوک مثبت ارزی نسبت داده است. به علاوه نامتقارن بودن اثرات بلندمدت غیرخطی شوک‌های پولی بر مقدار ارزش افزوده این صنعت ثابت شده است. با این وجود رابطه بلندمدت میان این شوک‌ها و میزان اشتغال تأیید نشده است.

روش پژوهش

در این مطالعه به منظور بررسی سهم عوامل بیرونی و درونی بر رشد صنایع تولیدی از روش حسابداری رشد[1] استفاده شده است. حسابداری رشد روشی است که طی آن می‌توان سهم هر یک از عوامل تولید را در رشد اقتصادی مشخص نمود و در عین حال می‌توان دریافت که پیشرفت‌های فنی و سایر عوامل از این قسم، تا چه حد در رشد اقتصادی سهیم بوده‌اند (رومر[2]، ۲۰۱۸). روش‌های تجزیه[3] به طور خاص از رویکرد تعادل جزئی پیروی می‌کنند و نمونه اولیه آن حسابداری رشد سولو (۱۹۵۷) است که هدف آن تفکیک کمی نقش نیروی کار، سرمایه و بهره‌وری در رشد اقتصادی است. سولو (۱۹۵۷) در مقاله تغییرات فنی و تابع تولید کل اولین چهارچوب اصلی حسابداری رشد را مطرح نموده است. وی رشد تولید را ناشی از دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه فیزیکی می‌داند. اگر K سرمایه فیزیکی و L نیروی کار باشد تابع تولید کل از نوع کاب- داگلاس به قرار زیر است.

$$Q = F(K, L, t) \quad (۳)$$

$$Q = A(t)\, f(K, L) \quad (۴)$$

متغیر t برای امکان تغییرات فنی وارد تابع شده است. منظور از تغییرات فنی هر نوع انتقال در تابع تولید است و بنابراین کند شدن، سرعت گرفتن، بهبود در آموزش نیروی کار و عواملی از این قبیل به‌عنوان تغییرات فنی خود را نشان خواهد داد و عامل A(t) اثر انباشته تغییرات را در طول زمان اندازه‌گیری می‌کند.

با دیفرانسیل‌گیری از معادله ۴ نسبت به t و تقسیم بر Q به دست می‌آید.

[1] Growth Accounting
[2] Romer
[3] Decomposition Methods

$$\frac{\dot{Q}}{Q}=\frac{\dot{A}}{A}+A\frac{\partial Q}{\partial K}\frac{\dot{K}}{Q}+A\frac{\partial Q}{\partial L}\frac{\dot{L}}{Q} \quad (۵)$$

W_K و W_L به ترتیب سهم‌های نسبی سرمایه و نیروی‌کار تعریف و در معادله جایگذاری می‌شود.

$$w_K=\frac{\partial Q}{\partial K}\frac{K}{Q} \quad و \quad \frac{\partial Q}{\partial K}=A\frac{\partial F}{\partial K} \quad (۶) \qquad w_L=\frac{\partial Q}{\partial L}\frac{L}{Q} \quad و \quad \frac{\partial Q}{\partial L}=A\frac{\partial F}{\partial L} \quad (۷)$$

$$\frac{\dot{Q}}{Q}=\frac{\dot{A}}{A}+w_K\frac{\dot{K}}{K}+w_L\frac{\dot{L}}{L} \quad (۸)$$

در معادله فوق $\frac{\dot{Q}}{Q}$ نرخ رشد تولید، $\frac{\dot{K}}{K}$ نرخ رشد سرمایه، $\frac{\dot{L}}{L}$ نرخ رشد نیروی‌کار و $\frac{\dot{A}}{A}$ نرخ رشد پیشرفت فناوری است.

حسابداری رشد یک روش تجربی است که امکان تفکیک رشد تولید ناخالص داخلی را در ترکیب عوامل تولید و تکنولوژی تولید فراهم می‌کند. در این رویکرد سهم هر عامل در رشد تولید از حاصلضرب سهم (یا کشش) تولیدی آن عامل در نرخ رشد همان عامل بدست می‌آید. از این رو به منظور تجزیه سهم عوامل درونی و بیرونی در رشد صنایع تولیدی ایران از این روش اقتباس شده است.

جامعه و نمونه پژوهش

در این پژوهش به منظور بررسی تأثیر متغیرهای بیرونی کلان اقتصادی (شامل حجم پول، اندازه دولت، نرخ ارز و درجه باز بودن اقتصادی) از آمار ارائه شده توسط بانک مرکزی و برای متغیرهای درونی صنعت (سرمایه و نیروی‌کار) از آمار بخش صنعت (برای **بنگاه‌های** ۱۰ نفر کارکن و بیشتر) موجود در درگاه ملی مرکز آمار ایران استفاده شده است. در حال حاضر با توجه به فرآیند به‌روزرسانی اطلاعات بخش صنعت توسط مرکز آمار ایران طولانی‌ترین بازه زمانی ممکن برای دسترسی به اطلاعات بخش صنعت دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ است. اگرچه پیش از این اطلاعات بخش صنعت برای سال‌های قبل از ۱۳۸۱ نیز در دسترس بود اما بر اساس ارتباطات و مکاتبات به عمل آمده با مرکز آمار ایران، اطلاعات پیشین از نظر آن سازمان فاقد اعتبار است. از این‌رو دوره زمانی این مطالعه با توجه به محدودیت موجود شامل سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ انتخاب شده است. لازم به یادآوری است اطلاعات مربوط به متغیر سرمایه بخش صنعت با توجه به آنچه گفته شد به روشی که در بخش بعدی آورده شده محاسبه گردیده و از منبع دیگری گردآوری نشده است.

متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آنها

متغیر وابسته: متغیر وابسته این پژوهش رشد ارزش افزوده صنایع تولیدی است که در اطلاعات گردآوری شده توسط مرکز آمار ایران موجود و از آن بهره‌برداری شده است.

متغیر مستقل: متغیرهای مستقل این پژوهش به دو دسته متغیرهای درونی و بیرونی تقسیم می‌شود، سرمایه و نیروی‌کار متغیرهای درونی و حجم‌پول، درجه باز بودن اقتصاد، اندازه دولت و نرخ ارز متغیرهای بیرونی هستند که در این مطالعه تأثیر آن‌ها بر رشد ارزش افزوده صنایع تولیدی مورد بررسی قرار گرفته و در ادامه توضیحات لازم در خصوص هر یک از این متغیرها داده شده است.

متغیرهای مستقل درونی

۱. نیروی‌کار (L): منظور از نیروی‌کار در این مطالعه تعداد کل شاغلان بخش صنعت است و چنانچه گفته شد از اطلاعات گرداوری شده توسط مرکز آمار ایران استفاده شده است.

۲. سرمایه (K): دسترسی به اطلاعات مربوط به موجودی سرمایه بخش‌ها و زیربخش‌های اقتصادی محدودیتی است که مطالعات اقتصادی در حوزه تولید، رشد و بهره‌وری با آن مواجه هستند. از این‌رو روش‌های متعددی مانند موجودی دائمی سرمایه، تابع تولید و روند نمایی توسط پژوهشگران جهت برآورد موجودی سرمایه به کار رفته است. اگرچه موجودی سرمایه برای بخش صنعت توسط بانک مرکزی با استفاده از روش موجودی دائمی محاسبه شده است اما به دلیل اصلاح اطلاعات بخش صنعت توسط مرکز آمار ایران و روش‌های متفاوت گردآوری اطلاعات در این دو سازمان در این پژوهش ابتدا سرمایه بخش صنعت به روش دادخواه- زاهدی[1] (D-Z) برآورد شده و سپس مورد استفاده قرار گرفته است.

برآورد موجودی سرمایه صنایع تولیدی به روش D-Z

برآورد موجودی سرمایه نیازمند برآورد نرخ استهلاک، موجودی سرمایه اولیه، و نسبت تولید به سرمایه است. پس از برآورد این سه عامل با استفاده از انباشت سرمایه و سرمایه‌گذاری ناخالص، محاسبه سری زمانی موجودی سرمایه امکان‌پذیر می‌گردد. موجودی سرمایه اولیه، جزء ثابت معادله رگرسیونی است که در آن انباشت سرمایه متغیر توضیحی است. روش D-Z به طور هم‌زمان هر سه فاکتور مورد نیاز یعنی نرخ استهلاک، موجودی اولیه سرمایه و نسبت تولید به سرمایه را تخمین می‌زند. در این روش از تابع تولید لئون‌تیف استفاده می‌شود و فرم خطی آن به صورت معادله ۹ است.

$$Q_t = aK_t + U_t \qquad (۹)$$

در این معادله Q_t تولید واقعی در دوره t، a نسبت تولید به سرمایه و U_t جز خطا است. معادله ۱۰ اجزای موجودی سرمایه را نشان می‌دهد.

$$K_t = (1-\lambda)K_{t-1} + I_{t-1} \qquad (۱۰)$$

در معادله (۱۰) K_t موجودی سرمایه در ابتدای دوره t، λ نرخ استهلاک و I_t سرمایه‌گذاری ناخالص در دوره t است. از معادله (۹) و (۱۰) معادله (۱۱) تا (۱۳) بدست می‌آید.

$$Q_t = a(1-\lambda)K_{t-1} + aI_{t-1} + U_t \qquad (۱۱)$$

$$= (1-\lambda)Q_{t-1} + a_tI_{t-1} + U_t - (1-\lambda)U_{t-1} \qquad (۱۲)$$

$$Q_t = (1-\lambda)Q_{t-1} + aI_{t-1} + V_t \qquad (۱۳)$$

$$K_t = \frac{Q_t - U_t}{a} \qquad (۱۴)$$

$$V_t = U_t - (1-\lambda)U_{t-1} \qquad (۱۵)$$

بعد از برآورد معادله (۱۳)، موجودی سرمایه با توجه به معادله (۹) از معادله (۱۴) به دست می‌آید. علاوه بر این با تفسیر $\hat{\lambda}$/۲ به عنوان میانگین عمر دارایی‌های سرمایه‌ای، استهلاک از الگوی موجودی نزولی دوبل پیروی می‌کند (دادخواه و زاهدی، ۱۹۹۰). معادله (۱۶) برآورد معادله (۱۳) با استفاده از داده‌های صنایع تولیدی است.

$$Q_R=0.916454Q_R(-1) +3/035124I_R \qquad (۱۶)$$

جدول ۱ داده‌های به‌کار رفته جهت تخمین موجودی سرمایه بخش صنعت و نتیجه برآورد آن به روش D-Z را برای سال‌های ۱۳۸۱- ۱۳۹۸ نشان می‌دهد.

[1] Dadkhah and Zahedi

جدول ۱. نتیجه برآورد موجودی سرمایه بخش صنعت به روش D-Z و داده‌های مورد استفاده (برحسب میلیارد ریال)

سال	تولید واقعی (Q_R)	سرمایه‌گذاری واقعی (I_R)	موجودی سرمایه (K)	سال	تولید واقعی (Q_R)	سرمایه‌گذاری واقعی (I_R)	موجودی سرمایه (K)
۱۳۸۱	۲۵۰۰۲۲۲۶۲۶	۱۳۶۱۱۱۶۶۷	۸۲۳۷۶۳	۱۳۹۰	۵۷۸۱۱۶۸۵۵۶	۱۷۵۷۳۴۰۳۰	۱۹۰۴۷۵۶
۱۳۸۲	۳۱۶۲۵۹۶۸۲۱	۲۰۷۶۸۴۳۸۶/۳	۱۰۴۱۹۹۹	۱۳۹۱	۵۵۷۳۰۳۷۳۵۷	۱۶۹۱۵۰۴۹۹/۶	۱۸۳۶۱۸۱
۱۳۸۳	۳۵۳۵۹۱۸۹۳۶	۱۸۸۱۰۴۳۸۷/۳	۱۱۶۵۰۰۰	۱۳۹۲	۶۵۸۴۶۶۱۷۵۳	۱۷۶۵۷۶۱۱۴	۲۱۶۹۴۸۷
۱۳۸۴	۳۷۳۹۴۴۰۰۱۱	۱۹۰۹۲۳۹۵۲/۳	۱۲۳۲۰۵۵	۱۳۹۳	۵۸۵۵۲۵۵۸۴۱	۱۴۹۱۱۷۶۹۳/۵	۱۹۲۹۱۶۶
۱۳۸۵	۴۱۷۱۷۴۶۰۷۰	۲۶۵۲۲۱۸۸۳/۱	۱۳۷۴۴۹۰	۱۳۹۴	۵۱۳۸۵۷۷۹۳۶	۱۷۷۲۰۹۴۲۴/۷	۱۶۹۳۰۳۷
۱۳۸۶	۴۶۷۴۶۹۹۰۹۸	۳۵۶۳۰۶۶۵۰/۹	۱۵۴۰۲۰۱	۱۳۹۵	۵۵۷۴۵۵۷۱۳۹	۱۴۱۸۲۷۷۰۸	۱۸۳۶۶۸۲
۱۳۸۷	۴۷۷۲۸۱۵۴۰۱	۳۱۹۳۴۳۸۴۴/۶	۱۵۷۲۵۲۸	۱۳۹۶	۶۳۲۲۵۹۲۶۵۴	۱۵۵۴۴۶۰۶۰/۸	۲۰۸۳۱۴۲
۱۳۸۸	۶۱۳۴۲۹۶۰۸۶	۲۶۸۳۷۱۵۴۸	۲۰۲۱۱۰۳	۱۳۹۷	۶۳۱۵۹۱۸۶۱۴	۱۳۱۱۹۰۹۳۶/۱	۲۰۸۰۹۴۳
۱۳۸۹	۶۱۱۸۲۲۱۳۶۶	۲۵۹۵۹۷۱۴۱/۶	۲۰۱۵۸۰۶	۱۳۹۸	۷۲۵۹۶۴۳۸۹۱	۱۶۸۶۸۲۴۲۱	۲۳۹۱۸۷۸

منبع: داده‌های مرکز آمار ایران و یافته‌های پژوهش

متغیرهای مستقل بیرونی

۱. حجم پول (M): از آنجا که افزایش حجم پول در اقتصاد موجب افزایش تقاضا و در نتیجه افزایش سطح تولید می‌شود، در این مطالعه به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد ارزش افزوده صنایع تولیدی، مورد مطالعه قرار گرفته است. در این راستا از داده‌های تعریف پول یعنی مجموع اسکناس و مسکوک در دست مردم، سپرده‌های دیداری کوتاه‌مدت و بلندمدت موجود در پایگاه آمار بانک مرکزی به عنوان متغیر حجم پول استفاده شده است.

۲. درجه باز بودن اقتصادی (EO): به منظور بررسی تأثیر حجم صادرات و واردات بر رشد صنایع تولیدی و جلوگیری از افزایش تعداد متغیرهای مستقل پژوهش به علت محدودیت‌های برآورد مدل، از متغیر درجه باز بودن اقتصادی که از مجموع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی به‌دست آمده استفاده شده است.

۳. اندازه دولت (GS): جهت بررسی اثر مخارج دولتی و مالیات بر تولید صنایع تولیدی، نسبت جمع دو متغیر نام‌برده به تولید ناخالص داخلی و با عنوان اندازه دولت در مدل به کار رفته است.

۴. نرخ ارز (ER): نرخ ارز، قیمت واحد پول خارجی یا یک واحد حق برداشت مخصوص[1] (SDR) در مبادله با پول رایج (و در این مطالعه به ریال) یک کشور است. نرخ ارز به عنوان عامل مؤثر در میزان خالص صادرات بر تقاضای کل و تولید اثرگذار است. نرخ غیررسمی ارز منتشر شده توسط بانک مرکزی در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است.

نتایج پژوهش

روش حداقل مربعات معمولی، روش پایه تخمین معادلات خطی در اقتصاد سنجی است که بسته به نوع نقض فروض کلاسیک در داده‌ها و باقیمانده الگوی مورد استفاده، روش‌های دیگری جایگزین آن می‌شود. بنابراین از آنجا که در این مطالعه فروض کلاسیک کاملاً برقرار بوده است؛ به منظور مقایسه سهم متغیرهای درونی و بیرونی بر عملکرد صنایع تولیدی، اثر رشد هشت متغیر شامل نیروی‌کار و سرمایه به عنوان متغیرهای مستقل درونی و حجم پول، درجه باز بودن اقتصادی، اندازه دولت و نرخ ارز به عنوان متغیرهای مستقل بیرونی بر رشد ارزش افزوده صنایع تولیدی به عنوان متغیر وابسته با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) و داده‌های سری زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۱ مورد آزمون قرار

[1] Special Drawing Rights

گرفت. دلیل استفاده از روش تصحیح خطا (ECM) نیز ارزیابی تعادل بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد مطالعه است. اولین قدم در استفاده از داده‌های سری زمانی بررسی مانایی داده‌ها جهت اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون است. نتیجه این بررسی که با استفاده از روش دیکی- فولر[1] و فیلیپس- پرون[2] انجام شده در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. نتیجه آزمون ریشه واحد با استفاده از روش دیکی- فولر

ردیف	نام متغیر	حروف اختصاری	نوع متغیر	آماره آزمون فیلیپس- پرون	آماره آزمون دیکی‌فولر	سطح مانایی متغیر			معادله	
						I_0	I_1	I_2	عرض از مبدأ	روند و عرض از مبدأ	هیچ کدام
۱	لگاریتم ارزش افزوده سرانه	$LPERVA_t$	وابسته	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۱۲		*				*
۲	لگاریتم سرمایه سرانه	$LPERK_t$	مستقل/ درونی	۰/۰۰۱۴	۰/۰۱۹۹		*		*		
۳	لگاریتم حجم پول سرانه	$LPERM_t$	مستقل/ بیرونی	۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۵۴		*				*
۴	لگاریتم درجه باز بودن اقصادی	LEO_t	مستقل/ بیرونی	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶		*		*		
۵	لگاریتم اندازه دولت	LGS_t	مستقل/بیرونی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱		*				*
۶	لگاریتم نرخ ارز	LRE_t	مستقل/ بیرونی	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴		*				*

منبع: یافته‌های پژوهش

همانگونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود تمامی متغیرها در I_1 یا به عبارت دیگر پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا هستند. لازم به ذکر است به علت مشاهده مشکل هم‌خطی شدید میان متغیرهای مستقل پژوهش، این متغیرها با تقسیم بر نیروی‌کار به صورت سرانه وارد مدل شده‌اند. شرط این تقسیم معنادار بودن متغیر حاصل با توجه به مفاهیم اقتصادی بوده است و بنابراین متغیرهایی مانند نرخ ارز، اندازه دولت و درجه باز بودن اقتصادی مشمول این عمل نبوده‌اند. در ادامه به منظور حصول اطمینان از هم انباشته بودن ترکیب خطی متغیرها آزمون کران‌های[3] پسران انجام شده و نتایج آن در جدول ۳ قابل مشاهده است.

جدول ۳. نتیجه آزمون کران‌های پسران

F-Bounds Test		فرضیه صفر: عدم وجود رابطه بلندمدت		
Test Statistic	Value	سطح معناداری	I (۰)	I (۱)
F-statistic	۵/۴۹	۱۰٪	۲/۰۸	۳
k	۵	۵٪	۲/۳۹	۳/۳۸
-	-	۲/۵٪	۲/۷	۳/۷۳
-	-	۱٪	۳/۰۶	۴/۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس آزمون کران‌ها چنانچه مقدار F محاسباتی بیش از کران بالای محاسبه شده باشد وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها و به عبارت دیگر وجود هم‌انباشتگی آن‌ها تأیید می‌شود. در نتیجه براساس اطلاعات جدول ۳ هم‌انباشتگی متغیرهای پژوهش تأیید شده است. از این‌رو می‌توان نتایج بدست آمده رگرسیون حداقل مربعات معمولی را واقعی دانست. بنابراین معادله ۱۷به عنوان مدل اولیه این پژوهش معرفی می‌گردد.

$$PERVA_t = F(PERK_t, PERM_t, ER_t, GS_t, EO_t) \qquad (۱۷)$$

[1] Dickey-Fuller
[2] Phillips-Perron
[3] Bounds Test

با در نظر گرفتن فرم تابع کاب- داگلاس معادله ۱۸ و با اعمال تابع لگاریتم معادله ۱۹ بدست آمده است.

$$PERVA_t = APERK_t^{\alpha} PERM_t^{\beta} ER_t^{\gamma} GS_t^{\lambda} EO_t^{\delta} \quad (۱۸)$$

$$LPERVA_t = LA_t + \alpha LPERK_t + \beta LPERM_t + \gamma LER_t + \lambda LGS_t + \delta LEO_t \quad (۱۹)$$

که در آن A ضریب یا تکنولوژی تولید، LA لگاریتم A و α، β، γ، λ و δ به ترتیب کشش تولیدی سرمایه سرانه، سرانه حجم پول، نرخ ارز، اندازه دولت و درجه باز بودن اقتصادی است. سایر متغیرهای مدل نیز پیشتر در جدول ۲ معرفی شده‌اند. در ادامه نتایج حاصل از برآورد معادله ۱۹ در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴. نتیجه برآورد مدل پژوهش

Variable	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح احتمال
C	-۱/۰۵	۰/۳۳	-۳/۲۱	۰/۰۰۸
$LPERK_t$	۰/۲۹	۰/۱۱	۲/۷۲	۰/۰۱۹
$LPERM_t$	۰/۳۲	۰/۱۱	۲/۸۴	۰/۰۱۵
LER_t	۰/۰۷	۰/۰۴	۱/۷۶	۰/۱۰۳
LGS_t	۰/۰۲	۰/۱۹	۰/۰۸	۰/۹۳۵
LEO_t	۰/۲۶	۰/۲۱	۱/۲۷	۰/۲۲۷
Prob(F-statistic):۰/۰۲		R-squared: ۰/۶۴		

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به ضرایب بدست آمده در جدول ۴ معادله ۱۹ به صورت معادله ۲۰ بازنویسی شده است.

$$LPERVA_t=-1.05+0.29LPERK_t+0.32LPERM_t+0.07LER_t+0.02LGS_t+0.26LEO_t \quad (۲۰)$$

براساس معادله ۲۰ متغیرهای سرمایه سرانه و سرانه حجم پول در سطح معناداری ۹۵ درصد و نرخ ارز در سطح اطمینان ۹۰ درصد بر رشد صنایع تولیدی اثر مثبت و معنادار داشته‌اند. به نحوی که متغیر حجم پول سرانه بیشترین اثر را بر ارزش‌افزوده صنایع تولیدی داشته و پس از آن سرمایه سرانه در جایگاه دوم قرار گرفته و در نهایت نرخ ارز کمترین تأثیر بر ارزش افزوده صنایع تولیدی را به خود اختصاص داده است. چنانچه متغیرهای مستقل این پژوهش هر کدام به اندازه یک درصد افزایش یابند به ترتیب ارزش افزوده صنایع تولیدی را به میزان ۰/۳۲، ۰/۲۹ و ۰/۰۷ درصد افزایش خواهند داد. به علاوه از آن‌جا که تابع به فرم کاب‌داگلاس بوده و با گرفتن لگاریتم به شکل خطی در آمده، طبق مبانی نظری ضرایب متغیرها کشش‌های تولیدی آنها است و چنانچه رشد هریک از این متغیرها را یک درصد در نظر بگیریم سهم آن متغیر در رشد ارزش‌افزوده برابر با کشش تولیدی آن می‌شود. بنابراین سهم متغیر درونی در رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی معادل ۰/۲۹ درصد بوده و این در حالی است که متغیرهای بیرونی سهم ۰/۳۹ درصدی را به خود اختصاص داده‌اند.

باید در نظر داشت که هم‌انباشتگی رابطه بلندمدت متغیرها را نشان می‌دهد و در مقابل مدل تصحیح خطا (ECM) روابط کوتاه‌مدت میان متغیرها و سرعت تعدیل انحراف نوسانات کوتاه‌مدت از تعادل بلندمدت را تشریح می‌کند. چنانچه انحراف نوسانات کوتاه‌مدت از تعادل بلندمدت تعدیل نشود، رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها نیز برقرار نخواهد شد. از این‌رو در ادامه مدل تصحیح خطا و نتایج حاصل از برآورد آن در معادلات ۲۱ و ۲۲ و جدول ۵ آمده است.

$$\Delta LPERVA_t=c_1\Delta LPERK_t+\Delta c_2 LPRM_t+c_3\Delta LER_t+c_4\Delta LGS_t+c_5\Delta LEO_t+\theta ECM_{t-1} \quad (۲۱)$$

$$\Delta LPERVA_t=0.38\Delta LPERK_t+0.21\Delta LPERM_t+0.06\Delta LER_t-0.02\Delta LGS_t+0.23\Delta LEO_t-0.51ECM_{t-1} \quad (۲۲)$$

جدول ۵. نتیجه برآورد مدل تصحیح خطا

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح احتمال
$\Delta LPERK_t$	۰/۳۸	۰/۱۶	۲/۴۶	۰/۰۳۲
$\Delta LPERRM_t$	۰/۲۱	۰/۱۰	۱/۹۷	۰/۰۷۴
ΔLER_t	۰/۰۶	۰/۰۳	۱/۷۳	۰/۱۱۳
ΔLGS_t	-۰/۰۲	۰/۱۰	-۰/۱۸	۰/۸۶۲
ΔLEO_t	۰/۲۳	۰/۱۶	۱/۴۷	۰/۱۶۸
ECM_{t-1}	-۰/۵۱	۰/۲۳	-۲/۲۱	۰/۰۵۰
R-squared: ۰/۷۵				

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج بدست آمده، ضریب تعیین R^2 بیانگر آن است که متغیرهای سرمایه سرانه، حجم پول سرانه، نرخ ارز، اندازه دولت، درجه باز بودن اقتصادی و متغیر تصحیح خطا ۷۵ درصد نوسانات رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی را توضیح می‌دهند. علاوه براین نرخ رشد سرمایه و حجم پول سرانه رابطه‌ای مثبت و معنادار با نرخ رشد ارزش افزوده سرانه صنایع تولیدی در کوتاه‌مدت دارند. این درحالی است که نرخ رشد نرخ ارز، اندازه دولت و درجه بازبودن اقتصادی در سطح معناداری ۹۵ درصد، تأثیر معناداری بر نرخ رشد صنایع تولیدی ندارد. همچنین با مقایسه ضرایب متغیرها در بلندمدت (جدول ۴) و کوتاه‌مدت (جدول ۵) مشخص می‌گردد که رتبه‌بندی متغیرها با توجه به اندازه اثرگذاری بر متغیر وابسته متفاوت است. به گونه‌ای که تأثیر و سهم سرمایه سرانه نسبت به بلندمدت ۳۰ درصد افزایش یافته و بالعکس ضریب حجم پول بیش از ۳۰ درصد کاهش یافته است. بنابراین چنانچه مشاهده می‌شود در کوتاه‌مدت سهم عوامل درونی ۰/۳۸ درصد و سهم عوامل بیرونی ۰/۲۱ درصد بوده است. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا نشان دهنده سرعت تعدیل انحراف نوسانات کوتاه‌مدت از تعادل بلندمدت است. ازآنجا که در این مدل ضریب مذکور معادل ۰/۵۱- است، بنابراین وقتی نوسانات کوتاه‌مدت از تعادل بلندمدت منحرف می‌شود، با تعدیل ۰/۵۱- از حالت غیرتعادلی به حالت تعادل میل می‌کند. به عبارت دیگر سرعت تعدیل انحراف نوسانات کوتاه‌مدت از تعادل بلندمدت نزدیک به دو دوره است. به نحوی که تقریباً ۵۰ درصد این انحراف در دوره اول و ۵۰ درصد باقیمانده در دوره دوم تعدیل می‌شود. همچنین در صورت منفی و معنادار بودن ضریب تصحیح خطا می‌توان بیان کرد که در الگو رابطه علیت بلندمدت از متغیرهای مستقل به متغیر وابسته وجود دارد (هنرور، ۱۴۰۰).

وجود هم‌خطی میان متغیرهای مستقل و ناهمسانی واریانس و خود همبستگی در باقیمانده‌های مدل برآورد شده از دیگر مواردی است که منجر به نااطمینانی در نتایج رگرسیون می‌گردد؛ از این‌رو آزمون‌های مربوطه برای این مطالعه انجام و نتایج آن در جداول ۶ و ۷ ارائه شده است. از آنجا بزرگ شدن واریانس و کوواریانس‌های تخمین‌زن‌ها از آثار وجود هم‌خطی در میان متغیرها است؛ یکی از راه‌های تشخیص وجود همخطی استفاده از فاکتور تورم واریانس[1] (VIF) است. مقدار بحرانی VIF در نمونه‌های کوچک، متوسط و بزرگ به ترتیب ۲۰، ۱۰ و ۵ است. به عبارت دیگر چنانچه فاکتور تورم محاسبه شده برای متغیرها بزرگتر از مقادیر ذکر شده باشد مشکل هم‌خطی حاد است. در جدول ۶ نتیجه محاسبه فاکتور تورم واریانس متغیرهای پژوهش آورده شده است.

[1] Variance Inflation Factor

جدول ۶. نتیجه برآورد فاکتور تورم واریانس متغیرها

مدل	متغیر	(VIF)	مدل	متغیر	(VIF)
	$LPERK_t$	۱/۲		$\Delta LPERK_t$	۱/۸
	$LPERM_t$	۱/۹		$\Delta LPERM_t$	۱/۲
OLS	LER_t	۴/۷	ECM	ΔLER_t	۱/۲
	LGS_t	۱/۱		ΔLGS_t	۱/۱
	LEO_t	۵		ΔLEO_t	۱/۷

منبع: یافته‌های پژوهش

چنانچه در جدول ۶ مشاهده می‌شود مقدار VIF محاسبه شده برای تمام متغیرهای پژوهش کوچکتر از مقادیر بحرانی ذکر شده برای این فاکتور و در نتیجه مؤید عدم وجود مشکل همخطی است. جدول ۷ به نتایج بررسی ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی باقیمانده‌ها اختصاص یافته است.

جدول ۷. نتیجه آزمون‌های ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی

مدل	نوع آزمون	فرضیه صفر	نام آزمون	آماره	نتیجه
OLS	ناهمسانی واریانس	وجود همسانی واریانس	بروش- پاگان-گادفری	۰/۳۹	رد نشد
	خودهمبستگی	عدم وجود خودهمبستگی	بروش- گادفری LM	۰/۰۸	رد نشد
ECM	ناهمسانی واریانس	وجود همسانی واریانس	بروش- پاگان-گادفری	۰/۸۹	رد نشد
	خودهمبستگی	عدم وجود خودهمبستگی	بروش- گادفری LM	۰/۰۵۳	رد نشد

منبع: یافته‌های پژوهش

همانگونه که در جدول ۷ مشاهده می شود طبق آماره‌های به‌دست آمده هیچ‌یک از مشکلات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در باقیمانده‌های حاصل از دو رگرسیون OLS و ECM در سطح اصمینان ۹۵ درصد وجود نداشته است. بنابراین نتایج رگرسیون و ضرایب برآورد شده برای متغیرها قابل اطمینان است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

جدول ۸ به منظور ارائه نتیجه آزمون فرضیه‌های پژوهش تنظیم شده است.

جدول ۸. نتیجه آزمون فرضیه‌های پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۰ درصد

	فرضیه‌های پژوهش	ضریب متغیر		سطح احتمال		نتیجه	
		OLS	ECM	OLS	ECM	OLS	ECM
فرضیه اول	سرمایه سرانه فاقد تأثیر معنادار بر رشد صنایع تولیدی است	۰/۲۹	۰/۳۸	۰/۰۱۹	۰/۰۳۱	رد می‌شود	رد می‌شود
فرضیه دوم	حجم پول فاقد تأثیر معنادار بر رشد صنایع تولیدی است	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۰۱۵	۰/۰۷۴	رد می‌شود	رد می‌شود*
فرضیه سوم	نرخ ارز فاقد تأثیر معنادار بر رشد صنایع تولیدی است	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۱۰۳	۰/۱۱۳	رد می‌شود*	رد نمی‌شود
فرضیه چهارم	اندازه دولت فاقد تأثیر معنادار بر رشد صنایع تولیدی است	۰/۰۱۶	-۰/۰۲	۰/۹۳۵	۰/۸۶۲	رد نمی‌شود	رد نمی‌شود
فرضیه پنجم	درجه باز بودن اقتصاد فاقد تأثیر معنادار بر رشد صنایع تولیدی است	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۲۲۷	۰/۱۶۸	رد نمی‌شود	رد نمی‌شود

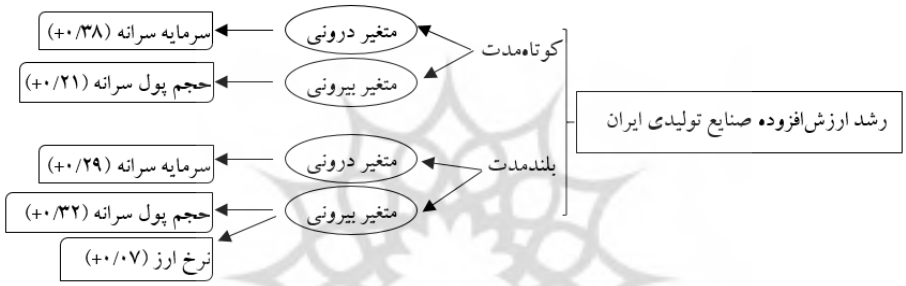
* سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

همانگونه که در جدول ۸ مشاهده می‌شود در بلندمدت فرضیه‌های اول و دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد و فرضیه سوم در سطح احتمال ۹۰ درصد رد شده و فرضیه‌های چهارم و پنجم رد نشده است. همچنین در کوتاه‌مدت فرضیه اول در سطح احتمال ۹۵ درصد و فرضیه دوم در سطح احتمال ۹۰ درصد رد شده‌اند و سایر فرضیه‌های پژوهش رد نشده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

این مطالعه کوشیده است با برآورد موجودی سرمایه در صنایع تولیدی ایران (و برای بنگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر) تأثیر متغیرهای درون و برون صنعت را بر رشد ارزش‌افزوده این بخش در دوره زمانی ۹۸ -۱۳۸۱ برآورد نموده و سهم آن‌ها را تعیین نماید. متغیر مستقل درون صنعت در این مطالعه سرمایه سرانه و متغیرهای مستقل برون صنعتی نیز حجم پول سرانه، اندازه دولت، نرخ ارز و درجه بازبودن اقتصادی در نظر گرفته شده است. این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی ارائه شده توسط مرکز آمار ایران و بانک مرکزی، ابتدا موجودی سرمایه صنایع تولیدی را به روش D-Z برآورد نموده و سپس بر اساس نظریه رشد سولو و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، رابطه بلندمدت میان رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی و متغیرهای مستقل نام‌برده را مورد بررسی قرار داده و برقراری تعادل کوتاه‌مدت مدل (که شرط وجود رابطه تعادلی در بلندمدت است) نیز از روش تصحیح خطا مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های این پژوهش را می‌توان در شکل و موارد زیر خلاصه نمود:



۱. سرانه سرمایه نیروی‌کار به عنوان تنها متغیر مستقل درون صنعت در هر دو دوره زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت با رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی رابطه مثبت و معناداری داشته اما سهم این متغیر در کوتاه‌مدت بر رشد صنایع از سهم متغیرهای بیرونی بیشتر و معادل ۳۸ درصد بوده و این درحالی است که این سهم در بلندمدت ۲۹ درصد است. نتیجه مطالعه حاضر در خصوص متغیر سرمایه سرانه، همسو با مبانی تئوریک و نیز نتایج مطالعات فهیم یحیایی و فلیحی (۱۳۸۲)؛ مهرآرا و میری (۱۳۸۹)؛ بهمنی (۱۳۹۵) و مرادی و همکاران (۱۳۹۷) برای صنایع تولیدی ایران است. به عنوان مثال نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد یک درصد افزایش در سرمایه سرانه باعث افزایش رشد ارزش‌افزوده از ۳/۵ به ۴/۸ درصد در طی سال ۱۳۹۱ شده است. بنابراین و از منظر سیاست‌گذاری چنانچه رشد ارزش‌افزوده این بخش در کوتاه‌مدت مد نظر باشد آنگاه لازم است تا میزان سرمایه سرانه در صنایع تولیدی افزایش یافته و به عبارت دیگر سیاست‌های صنعتی به سوی صنایع تولیدی سرمایه‌بر حرکت کند.

۲. از میان متغیرهای مستقل بیرون صنعت، حجم پول سرانه تنها متغیری است که در هر دو دوره زمانی تأثیر معناداری بر رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی داشته است. سهم این متغیر در رشد ارزش افزوده صنایع تولیدی در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۲۱ و ۳۲ درصد بوده و بنابراین بیشترین سهم را بر رشد صنایع تولیدی در بلندمدت به خود اختصاص داده و این نتیجه همسو با مطالعات فهیم یحیایی و فلیحی (۱۳۸۲) و عبدالهی آرانی و همکاران (۱۳۹۶) است. بر این اساس و به عنوان مثال یک درصد افزایش حجم پول منجر به افزایش رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی در سال ۱۳۹۱ از ۳/۵ درصد به ۴/۲ درصد در کوتاه‌مدت و ۴/۶ درصد در بلندمدت می‌شود. از این‌رو سیاست‌های پولی انبساطی می‌تواند زمینه را برای رشد ارزش‌افزوده در صنایع تولیدی فراهم نماید.

۳. نتایج این مطالعه نشان داده است که نرخ ارز در کوتاه‌مدت تأثیر معناداری بر رشد صنایع تولیدی نداشته و این درحالی است که اثر این متغیر در بلندمدت معنادار، مثبت و سهم آن ۷ درصد است. اگرچه رابطه‌ای مثبت نرخ ارز با رشد ارزش‌افزوده با مشاهدات سایر مطالعات داخلی انجام شده در این حوزه مطابقت ندارد اما مطالعه اوتالو و اندرو (۲۰۱۵) و عبدالمأمونی (۲۰۱۶) که به ترتیب در کشورهای نیجریه و غنا انجام شده‌اند از جمله پژوهش‌هایی هستند که به نتیجه مشابه دست یافته‌اند. لازم به یادآوری است وجود رابطه مثبت میان نرخ‌ارز و میزان یا ارزش تولید صنایع مطابق دیدگاه سنتی در حوزه ادبیات اقتصادی است. براساس این دیدگاه کاهش ارزش پول اثر استنباطی بر تولید و رشد اقتصادی دارد. چنانچه تولید داخلی توان تأمین تقاضای اضافی ناشی از کاهش ارزش پول را داشته باشد، افزایش نرخ ارز منجر به تشویق صادرات و جانشینی کالای وارداتی با کالاهای تولید داخل می‌شود. (دورنبوش[1]، ۱۹۸۸). بنابراین باتوجه به ضریب به‌دست آمده برای نرخ‌ارز در بلندمدت با یک درصد افزایش این متغیر، رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی در سال ۱۳۹۱ از ۳/۵ به ۳/۷ درصد افزایش خواهد یافت. بی‌تأثیری نسبی این متغیر بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی در کوتاه‌مدت و تأثیر معنادار آن در بلندمدت نشان دهنده اهمیت متغیر نرخ ارز در صنایع تولیدی، اما در بلندمدت، است. با این وجود از آنجا که در این مطالعه برخلاف انتظار سهم نرخ ارز در رشد ارزش‌افزوده نسبت به سرمایه سرانه و حجم پول سرانه در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به مراتب کمتر است، از این‌رو نرخ ارز متغیر کلیدی در رشد ارزش افزوده محسوب نمی‌شود. دلیل این سهم اندک برای نرخ ارز را می‌توان اندک بودن سهم کالاهای وارداتی صنعتی قابل جایگزین با کالاهای داخلی در کل واردات دانست.

۴. متغیرهای اندازه دولت و درجه باز بودن اقتصادی درکوتاه‌مدت و بلندمدت اثر معناداری بر رشد صنایع تولیدی نداشته‌است. از این‌رو و در مجموع، سهم متغیرهای درونی و بیرونی مستقل در رشد ارزش‌افزوده صنایع تولیدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۳۸ و ۲۱ و نیز ۲۹ و ۳۹ درصد است. بنابراین اثر بخش‌ترین استراتژی‌ها برای داشتن صنایعی با بیشترین شتاب رشد ارزش‌افزوده در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب تمرکز بر داشتن صنایع تولیدی سرمایه‌بر و سیاست پولی انبساطی است.

تقدیر و تشکر

بدینوسیله از معاونت محترم تحقیقات و فناوری دانشگاه یزد به خاطر حمایت معنوی در اجرای پژوهش حاضر سپاسگزاری می‌شود.

منابع

ایزدخواستی، حجت و قلمبر دزفولی، المیرا (۱۳۹۸). اثرات تلاطم‌های نرخ ارز بر ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن در ایران در شرایط تحریم‌های یک‌جانبه و چندجانبه. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۱۰(۱)، ۳۵-۱ https://ecoj.sbu.ac.ir/article_87134.html.

برادران‌شرکاء، حمیدرضا و صفری، سکینه (۱۳۷۷). بررسی اثر صادرات بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران (۱۳۳۸ تا ۱۳۷۲). *پژوهشنامه بازرگانی*، ۲(۶)، ۳۲-۱ https://ensani.ir/file/download/article/20120327160257-4020-30.pdf.

بهشتی، محمدباقر و صدیق‌نیا، رضا (۱۳۸۵). آزمون فرضیه رشد کالدور در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۹. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۸(۲۸)، ۶۰-۳۹ https://ijer.atu.ac.ir/article_3682.html.

بهمنی، حسین (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین نهاده انرژی و رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت. *چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد*

[1] Dornbusch

و حسابداری، برلین-آلمان، ۱۴-۱ https://www.sid.ir/paper/868178/en.

خیاط رسولی، مینا؛ آل‌عمران، رویا؛ مهرگان، نادر و محمدزاده، پرویز (۱۳۹۹). ارزیابی اثربخشی دولت و سیستم‌های مالی بر رشد بخش صنعت در ایران: کاربرد رویکرد BVAR. *پژوهش‌های اقتصاد صنعتی*، ۴(۱۲)، ۸۸-۷۳ https://indeco.journals.pnu.ac.ir/article_7419.html.

رحیمی، افسون؛ گرشاسبی فخر، سعید و آسایش، حمید (۱۴۰۱). بررسی اثر اعتماد بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه (رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)). *مجله توسعه و سرمایه*،۷(۱)، ۱۲۰-۱۰۱ https://jdc.uk.ac.ir/article_3222.html.

شالیها، زهرا؛ دقیقی اصلی، علیرضا؛ میرزایی نژاد، محمد رضا و افشاری راد، مجید (۱۴۰۰). تأثیر سیاست‌های پولی و محیط‌های تورمی بر حجم سپرده بانک‌های خصوصی و دولتی در ایران (رهیافت داده‌های تابلویی پویا). *مجله توسعه و سرمایه*، ۶(۲)، ۲۷۷-۲۴۴ https://jdc.uk.ac.ir/article_3090.html.

عبدالهی آرانی، مصعب؛ قاسمی، محمدرضا؛ صفاکیش، محمد. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی بر بخش صنعت ایران: دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۳ (رهیافت SVAR). *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۲(۳)، ۱۴۰-۱۰۹ https://jpbud.ir/article-1-1309-fa.html.

فهیم‌یحیایی، فریبا و فلیحی، نعمت (۱۳۸۲). اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر بخش صنعت در ۲۵ سال گذشته. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۸، ۲۱۶-۱۹۹ https://joer.atu.ac.ir/article_3461.html.

مرادی، ابراهیم؛ احمدی، آرش و غفاری اسمعیلی، سیدمرتضی (۱۳۹۷). تأثیر رشد تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ایران. *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۱۱(۳۵)، ۲۴-۱ https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-588-fa.pdf.

مهرآرا، محسن و میری، اعظم السادات (۱۳۸۹). رابطه میان درآمدهای نفتی و ارزش افزوده بخشهای مختلف اقتصادی درکشورهای صادرکننده نفت: ایران، مکزیک، ونزوئلا. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۵(۱)، ۲۰۶-۱۸۳ https://jte.ut.ac.ir/article_20740.html.

نصیری‌فر، ابراهیم (۱۴۰۰). تحلیل اثرات غیرخطی شوک سیاست‌های پولی بر ارزش‌افزوده و اشتغال صنعت پتروشیمی در ایران. *اقتصاد کاربردی*، ۱۱(۳۶)، ۸۲-۷۱ https://journals.srbiau.ac.ir/article_18209.html.

هنرور، نغمه (۱۴۰۰). بررسی علیت بلند مدت بین شیوع کرونا و متغیرهای منتخب اقتصادی ایران با استفاده از تخمین جز تصحیح خطا. *مجله توسعه و سرمایه*، ۶(۲)، ۷۰-۵۷ https://jdc.uk.ac.ir/article_3192.html.

References

Abdollahi Arani, M., Ghasemi, M., & Safakish, M. (2017). The effects of monetary and fiscal policy shocks on the industry sector of Iran's economy: SVAR approach over the period 2004-2017. *Journal of Planning and Budgeting*, 22(3), 109-140 https://jpbud.ir/article-1-1309-fa.html [In Persian].

Abdul-Mumuni, A. (2016). Exchange rate variability and manufacturing sector performance in Ghana: Evidence from cointegration analysis. *Issues in Economics and Business*, 2(1), 1-14 http://www.macrothink.org/journal/index.php/ieb/article/view/9626.

Abramovitz, M. (1956). Resource and output trends in the United States since 1870. *American Economic Review*, 46, 5-23 https://www.nber.org/system/files/chapters/c5650/c5650.pdf.

Adelowokan, O., Oduola, M.O., & Popoolac, R. (2020). Macroeconomic determinants of manufacturing sector performance in nigeria: an asymmetric non-linear approach. *International Journal of Social Sciences*, 10(3), 1-15 https://sanad.iau.ir/Journal/ijss/Article/804816.

Bahmani, H. (2016). Examining the relationship between energy input and value-added growth of the industry sector. *The forth International Conference on Modern Research in Management, Economics and Accounting*, Berlin – Germany, 1-14 https://www.sid.ir/paper/868178/en [In Persian].

Baradaran Shoraka. H.R., & Safari, S. (1997). A survey of the impact of exports on growth of the Iranian economy's sectors. *Iranian Journal of Trade Studies*, 2(6), 1-32 https://ensani.ir/file/download/article/20120327160257-4020-30.pdf [In Persian].

Beheshti, M.B., & Sadighnia, R. (2006). Testing Kaldor's engine of growth hypothesis in Iran's Economy. *Iranian Journal of Economic Research*, 8(28), 39-60 https://ijer.atu.ac.ir/article_3682.html.

Clark, D.P. (1995). Trade orientation and industrial sector growth in developing countries. *The Journal of Developing Areas*, 30(1), 1-10 https://www.jstor.org/stable/4192516.

Cornwall, J. (1977). Modern Capitalism, Martin Robertson, London.

Dadkhah, K.M., & Zahedi, F. (1990). Estimation and cross-country comparison of capital stocks. *Empirical Economics*, 15(4), 383-408 https://link.springer.com/article/10.1007/BF02307289.

Deane, P., & Cole, W.A. (1962). British economic growth, 1688-1959. Cambridge University Press, Cambridge.

Dedola, L., & Lippi, F. (2005). The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries. *European Economic Review*, *49*(6), 1543-1569 https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2003.11.006.

Denison, E.F. (1962). The sources of economic growth in the United States and the alternatives before us. *Committee for Economic Development*, New York https://www.jstor.org/stable/2228363.

Dornbusch, R. (1988). Open economy macroeconomics. 2nd Edition, New York.

Fahim Yahyai, F., & Falihi, N., (2002). The effects of monetary and financial policies on the industrial sector in the last 25 years. *Economics Research*, *3*(8), 199-215 https://joer.atu.ac.ir/article_3461.html [In Persian].

Fazlzadeh, A., & Seif, G. (2010). Trade openness and manufacturing growth in Iran. *The IUP Journal of Behavioral Finance*, 7(4), 47-55 https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1672825.

Gerschenkron, A. (1962). Economic backwardness in historical perspective. Belknap Press, Cambridge.

Gerschenkron, A. (1963). The early phases of industrialization in Russia: Afterthoughts and counter thoughts. In: Rostow, W.W. (eds) The Economics of Take-Off into Sustained Growth. International Economic Association Series, Palgrave Macmillan, London.

Hacche, G. (1979). The theory of economic growth. Macmillan, London.

Harris, J.R. (1972). Industry and technology in the eighteenth century: Britain and France. University of Birmingham Press, Birmingham.

Hicks, J.R. (1969). A theory of economic history. Oxford University Press, Oxford.

Honarvar, N. (2021). Investigating the long run causality between coronavirus prevalence and selected economic variables in Iran using estimation error correction term coefficient. *Journal of Development and Capital*, 6(2), 57-70 https://jdc.uk.ac.ir/article_3192.html [In Persian].

Izadkhasti, H., & Qalambor Dezfuli, E. (2019). The effects of exchange rate volatility on the value added of the industrial and mining sector in Iran under unilateral and multilateral sanctions. *Journal of Economics and Modeling*, 10(1), 1-35 https://ecoj.sbu.ac.ir/article_87134.html [In Persian].

Jorgenson, D.W., & Griliches, Z. (1967). The explanation of productivity change. *Review of Economic Studies*, 34, 249-283 https://www.jstor.org/stable/2296675.

Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth. *Economic Journal*, 67, 591-624 https://www.jstor.org/stable/2227704.

Karami, M. (2012). Investigation of the impact of industrial exports on value-added growth of the industry sector (1971-2008). *Master's Thesis*, Islamic Azad University Central Tehran Branch [In Persian].

Kenny, S.V. (2019). Determinants of manufacturing sector performance and its contribution to gross domestic product in Nigeria. *Munich Personal Repec Archive*, 1-11 https://mpra.ub.uni-muenchen.de/93293.

Khayyat Rasouli, M., Aleemran, R., Mehregan, N., & Mohammadzadeh, P. (2020). Evaluating the effectiveness of government and financial systems on the growth of industrial sector: application of BVAR. *Quarterly journal of Industrial Economic Researches*, 4(12), 73-88 https://indeco.journals.pnu.ac.ir/article_7419.html [In Persian].

Kuznets, S. (1966). *Modern Economic Growth*, Yale University Press, New Haven.

Landes, D. (1969). *The Unbound Prometheus*, Cambridge University Press, Cambridge.

Maddison, A. (1987). Growth and slowdown in advanced capitalist economies. *Journal of Economic Literature*, 25(2), 649-698 https://www.jstor.org/stable/2726106.

Marshall, A. (1961). Principles of economics. Macmillan, London.

Mehrara, M., & Miri, A. (2010). The relation between oil revenues and output of the economic sectors in selected oil exporting countries. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 45(1), 183-206 https://jte.ut.ac.ir/article_20740.html?lang=en [In Persian].

Moradi, E., Ghaffari Ismaili, S.M., & Ahmadi, A. (2018). The impact of the banking loan growth on economic growth in Iran. *Journal of Monetary and Banking Research*, 11(35), 1-24 https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-588-fa.pdf [In Persian].

Nabseth, L., & Ray G.F. (1974). The diffusion of industrial processes. Cambridge University Press, Cambridge.

Nasirifar, E. (2021). Analyzing the non-linear effects of monetary policy shocks on value added and employment in petrochemical industry in Iran. *Quarterly Iranian Journal of Applied Economics*, 11(36), 71-82 https://journals.srbiau.ac.ir/article_18209.html [In Persian].

Nef, J.U. (1940). Industry and government in France and England, 1540-1640. Great Seal Books, Ithaca, New York.

Otalu, J.A., Anderu, K.S. (2015). An assessment of the determinants of industrial sector growth in Nigeria. *Journal of Research in Business and Management*, 3(7), 1-9 https://www.questjournals.org/jrbm/papers/vol3-issue7/A370109.pdf.

Pratten, C.F. (1971). Economies of scale in manufacturing industry. Cambridge University Press, Cambridge.

Rahimi, A., Garshasbifakhr, S., & Asayesh, H. (2022). Investigating the effect of trust on economic growth in developed and developing (Generalized Method of Moments (GMM) approach) *Journal of Development and Capital*, 7(1), 101-120 https://jdc.uk.ac.ir/article_3222.html [In Persian].

Robinson, E.A.G. (1953). The structure of competitive industry. Cambridge University Press, Cambridge.

Romer, D. (2018). Advanced macroeconomics. McGraw- Hill, New York.

Rostow, W.W. (1960). The stages of economic growth. Cambridge University Press, Cambridge.

Rostow, W.W. (1975). How it all began. McGraw-Hill, NewYork. Sallam, M.A.M. (2021). Determinants of growth in manufacturing industries: Empirical evidence from Egypt using the ARDL approach. *International Journal of Economics and Business Administration*, 9(3), 137-153 https://ideas.repec.org/a/ers/ijebaa/vixy2021i3p137-153.html.

Salvatore, D. (1990). Theory and problems of microeconomic. Ney publication, Tehran [In Persian].

Shaliha, Z., Daghighi Asli, A., Mirzaeinejad, M., & Afsharirad, M. (2021). The effects of monetary policy and inflationary environment on deposits in private and governmental banks of Iran (Dynamic panel data analysis). *Journal of Development and Capital*, 6(2), 227-244 https://jdc.uk.ac.ir/article_3090.html [In Persian].

Shojaie, A.S. (2001). The role of total factor productivity and factor growth in the growth of industrial sector: the case of Iran (1971-1998). *Master's Thesis*, Shiraz University [In Persian].

Sokunle, R.O., Chase, J.M., & Harper, A. (2018). The determinants of manufacturing sector growth in Sub-Saharan African countries. *Research in Business and Economics Journal*, 12, 1-9 https://api.semanticscholar.org/CorpusID:197639988.

Solow, R.M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, *39*(3), 312-320 https://www.jstor.org/stable/1926047.

United Nations. (1964), Plant Size and economies of Scale in U.N. (1964), *Industrialization and Productivity Bulletin* No. 88, New York.

Ur Rahman, M., Hafeez, A., & Ahmad, W. (2019). Determinants of industrial sector growth in Pakistan. *Global Economics Review*, 4(3), 61-70 DOI:10.31703/ger.2019(IV-III).06.

Usher, D. (1980). *The Measurement of Growth*, Basil Blackwell, Oxford.

Young, A. (1928). Increasing returns and economic progress. *Economic Journal*, 38, 527-542 https://www.jstor.org/stable/2224097.