The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 31, Spring and Summer 2024, P: 81-116

Evaluating the degree of monopoly in Iran's large-scale industries through the stochastic frontier function approach

Farhad khodadad kashi[1], Yeganeh Mosavi Jahromi[2], Samaneh Norani Azad[3], Marziyeh Eshaghi Gorji[*4]

Received: 23-05-2023 Accepted: 15-09-2023

Extended Abstract

Purpose: Performance of monopolies in the Iranian economy is not only a result of the behavior of certain economic actors, based on principle 44 of the Constitution as the legal basis after the 1979 Revolution. Due to the responsibilities outlined in this principle, state monopolies became a dominant force in Iran's economy, while the private sector continued its activities as a supplement to the state economy. The success of this dependent sector relied on the extent of coordination with the government. The enactment and implementation of the Law on Amending the General Policies of principle 44 in the Constitution was a reaction to the undesirable performance of state monopolies. This law, passed by the Iranian parliament in 2008, aimed to reduce government monopoly and increase private sector participation and competition in the Iranian economy.

It is expected that the implementation of this law would transform Iran's economy from a monopolistic state to a competitive one, providing consumers with greater access to higher-quality goods and services while reducing the costs associated with monopolies. To assess the achievement of the objectives of this law, it is necessary to study the structure and performance of Iran's economic markets by using scientific methods to evaluate the degree of monopolistic power and the extent of changes in monopolistic welfare costs.This article attempts to measure the degree of monopoly in Iran's major industries during the period from 2002 to 2019. To achieve this goal, the data from ten two-digit industries of Iran's industrial sector are used, and the stochastic frontier function approach is applied to measure the corresponding mark-up.

[1]. Professor of Economics, Payam Noor University, Tehran ,Iran. Email: khodadad@pnu.ac.ir
[2]. Professor of Economics, Payam Noor University, Tehran ,Iran. Email: mosavi@pnu.ac.ir
[3]. Assistant Professor of Economics, Payam Noor University ,Tehran ,Iran. Email: noraniazad@ pnu.ac.ir
[4]. Corresponding Author. Ph.D. student of Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. Email: m.eshaghi@student.pnu.ac.ir

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 16, No. 31, Spring and Summer 2024, P: 81-116

Methodology: In this research, the random frontier approach is used to evaluate the intensity of competition (monopoly) in Iran's major industries within the cost function framework. The cost function is denoted as C = (W, Y, T), where T represents the technology level, Y is the output level, W is the vector of factor prices, and C is the minimum cost associated with each output level. By estimating the cost function, the marginal cost can be estimated for each production level. Also, by inputting the price data, the size of the markup can be determined. Based on the size of the markup, one can judge the level of market monopolization. If the market is perfectly competitive, price and marginal cost will be equal, and the markup or monopolistic power will be zero. On the other hand, if the market is non-competitive, it is expected to have P > MC (where P is the price and MC is the marginal cost). If P-MC > 0, it indicates the presence of monopolistic power. Since the markup is expressed as $\theta = (p-MC)/MC$, by estimating θ, the Lerner index can be calculated. Furthermore, by calculating the elasticity of cost with respect to production, the return to scale can also be determined for large industries.

Findings and Discussion: In this study, the market power (monopoly power) in large-scale industries of Iran was measured based on two indices including the markup index and the Lerner index. The research findings indicate the existence of market power in these industries. For the average of these industries, the markup was estimated to be 5.22, and the Lerner index was estimated to be 0.839. Both indices not only confirmed the existence of market power in large industries but also emphasized the high level of market power. During the period under study, the highest value of the Lerner index was observed in 2009. Additionally, the study revealed that, on average, the large industries in Iran operate in the decreasing-cost region, which is supported by the increasing returns to scale (RTS =1.47). In other words, the average economies of scale were found to be Es = 0.47, indicating that not all the scale advantages have been fully utilized in these industries. There is a significant concentration in the industries of Iran, as only two industries out of seventy account for 43.3% of the total industry sales; each of these two industries has a share of more than ten percent. Furthermore, eleven industries have a share of more than 5% of the total industry sales, and these eleven industries together hold 82.3% of the total industry sales. All of these figures indicate the high level of concentration in the industrial sector of Iran.

Conclusions and policy implications: The research results indicate that the large industries in Iran are highly concentrated. The indices not only confirm the presence of market power (monopoly power) in these industries but also emphasize the significant level of this power. Among the seventy-four-digit ISIC (International Standard Industrial Classification) industries, ten two-digit industries were examined in this study. In the year 2019, the market power in sixty-two industries was higher than 0.9, and these industries accounted for 82% of the total industry sales. In other words, a substantial portion of the industrial sector is effectively controlled in a monopolistic manner.

Keywords: Industry, Markup, Stochastic frontier function, Lerner index

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 16, No. 31, Spring and Summer 2024, P: 81-116

JEL Classification: D24 ،L10 ،L60

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و یکم، بهار و تابستان ۱۴۰۳، ص: ۸۱-۱۱۶

ارزیابی شدت انحصار در صنایع بزرگ ایران: رویکرد تابع تجزیه‌پذیر مرزی

فرهاد خداداد کاشی[۱]، یگانه موسوی جهرمی[۲]، سمانه نورانی آزاد[۳]، مرضیه اسحقی گرجی*[۴]

دریافت: ۱۴۰۲-۰۶-۲۲ **پذیرش: ۱۴۰۲-۰۷-۲۳**

چکیده

عملکرد انحصاری در اقتصاد ایران نه‌تنها ناشی از رفتار تعدادی از فعالان اقتصادی است بلکه بعد از انقلاب ۱۳۵۷ بر اساس اصل ۴۴ قانون اساسی مبنای قانونی به خود گرفت. نظر به اینکه انحصار آثار تخصیصی، توزیعی و رفاهی دارد، در این مقاله تلاش می‌شود اندازه شدت انحصار در صنایع بزرگ ایران بر اساس معیار مارک آپ در طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۱ اندازه‌گیری شود. برای این منظور ضمن استفاده از داده‌های ده صنعت دورقمی بزرگ بخش صنعت ایران از رویکرد تابع تجزیه‌پذیری مرزی برای اندازه‌گیری مارک آپ استفاده می‌شود. یافته‌های پژوهش دلالت بر آن دارد که متوسط اندازه مارک آپ طی دوره پژوهش معادل ۵/۲۲۲ است و همچنین صنعت تولید مولدهای بخار، بجزدیگهای آب گرم حرارت مرکزی با شاخص لرنر برابر با ۰/۹۹۸ بیشترین قدرت انحصاری را در بین صنایع ایران به خود اختصاص داده است. همچنین با توجه به اندازه بازده نسبت به مقیاس $RTS=$ ۱/۴۷۱ مشخص می‌گردد که صنایع مورد مطالعه در این پژوهش در دامنه بازده فزاینده به مقیاس قرار دارند و به‌عبارت‌دیگر مقیاس تولید بنگاه‌ها و صنایع ایران کوچک است و از تمامی پتانسیل موجود برای کاهش هزینه‌ها استفاده نشده است.

واژگان کلیدی: صنعت، مارک‌آپ، تابع تجزیه‌پذیر مرزی، شاخص لرنر.

طبقه‌بندی JEL: L60, L10, D24

[۱]. استاد گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران khodadad@pnu.ac.ir

[۲]. استاد گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران mosavi@pnu.ac.ir

[۳]. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران noraniazad@pnu.ac.ir

[۴]. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران m.Eshaghi@student.pnu.ac.ir

۱- مقدمه

مقارن با انقلاب سال ۱۳۵۷، بسیاری از کشورهای جهان بر کاهش اندازه فعالیت‌های دولت و افزایش مشارکت بخش خصوصی و ارتقاء رقابت تأکید داشتند؛ به دلیل تکالیف اصل ۴۴، انحصار دولتی وجه غالب اقتصاد ایران شد و بخش خصوصی در کنار بخش دولتی به فعالیت خود ادامه داد و موفقیت این بخش وابسته به این بود که مدیران خصوصی تا چه میزان با دولت هماهنگ بودند. به مرور زمان و به‌ویژه پس از اتمام جنگ، نارضایتی از عملکرد انحصار دولت و آثار نامطلوب تصمیم‌های دولت بر تخصیص منابع و هزینه‌های رفاهی انحصار توسط کارشناسان اقتصادی، دانشگاهیان، مجلس و حتی خود دولتمردان مطرح شد. تصویب و اجرای قانون اصلاح سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی واکنشی به عملکرد نامطلوب انحصار دولتی بود، با هدف کاهش تصدی‌گری دولت و افزایش مشارکت بخش خصوصی و رقابتی شدن اقتصاد ایران بود. انتظار می‌رود اجرای قانون فوق عملکرد اقتصاد ایران به تعدیل وضعیت انحصار و ایجاد فضای رقابتی کمک کند و هزینه‌های رفاهی انحصار کاهش یابد. برای قضاوت در مورد تحقق اهداف قانون فوق ضروری است تا عملکرد بازارها در اقتصاد ایران مطالعه و به استناد روش‌های علمی در خصوص اندازه قدرت انحصاری و میزان تغییر در هزینه‌های رفاهی انحصار قضاوت شود.

برای ارزیابی اندازه انحصار در اقتصاد ایران به داده‌های بخش‌های مختلف اقتصاد ایران نیاز است اما با عنایت به اندازه نسبی بخش صنعت در اقتصاد ایران و این‌که داده‌ها تنها برای این بخش به‌طور سالیانه تهیه شده است، از طرفی طبق مطالعات قبلی خداداد (۱۹۹۵ و ۲۰۰۶) و شهیکی تاش (۲۰۱۴ و ۲۰۱۷)، سازمان مدیریت صنعتی (۲۰۱۹) سهم بالایی از فروش و ارزش‌افزوده بخش صنعت ایران متعلق به تعداد اندکی بنگاه است، به‌طوری‌که در مطالعه خداداد مشخص شد که در سال ۱۳۶۸ معادل ۶۵ در صد از فروش بخش صنعت تنها متعلق به دویست بنگاه بود، این در حالی است که در سال ۶۸ نزدیک به ۱۹۰۰۰ هزار بنگاه بالای ده کارکن در بخش صنعت ایران فعال بودند. بر این اساس مطالعه حاضر صرفاً محدود به صنایع بزرگ است، بنابراین با استفاده از داده های طرح آماری کارگاه های صنعتی مرکز آمار ایران و بهره‌گیری از نظریه تولید و اندازه‌گیری شاخص‌هایی همچون مارک آپ و بازده مقیاس، اندازه انحصار در بخش صنعت ایران ارزیابی می شود. در این مقاله، ده صنعت بزرگ بر اساس بیشترین اندازه‌ی فروش شناسایی شده و ساختار بازارشان موردبررسی قرار می‌گیرد.صنایعی که در این مقاله به ارزیابی مارک آپ آن‌ها

پرداخته می‌شود شامل صنعت تولید کک و فراورده‌های حاصل از پالایش نفت، صنعت تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی، صنعت تولید فلزات پایه، صنعت فرآورده‌های غذایی، صنعت تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر ، صنعت تولید سایر فراورده‌های معدنی غیرفلزی، صنعت تولید فراورده‌های لاستیکی و پلاستیکی، صنعت تولید محصولات فلزی ساخته شده به‌جز ماشین‌آلات و تجهیزات، صنعت تولید تجهیزات برقی و صنعت تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده درجای دیگر هستند. اطلاعات آماری از وضعیت ساختار صنایع بزرگ ایران که اهمیت مطالعه این صنایع را بیشتر آشکار می‌کند حاکی از آن است که از مجموع ۱۷۲۰۸۵۷۱۷۲۸ (میلیون ریال) ارزش فروش بخش صنعت سهم صنایع بزرگ مورد بررسی در این مطالعه ۱۵۸۰۲۵۲۱۷۱۴ است که حدود ۹۱/۸ در صد فروش کل بخش صنعت است به‌طوری‌که صنعت تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده درجای دیگر، با سهم ۱/۶ در صد و صنعت تولید کک و فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت با سهم۳۲ در صد به ترتیب کمترین و بیشترین سهم ارزش فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند. علاوه براین از مجموع ۱۱۰۵۸۳۲۶۲۶۹ (میلیون ریال) ارزش محصولات تولیدشده بخش صنعت نیز تقریباً ۹۱/۶ درصد سهم صنایع بزرگ است. همچنین از تعداد ۲۹۱۴۸ کارگاه‌هایی که در بخش صنعت قرار دارند سهم صنایع بزرگ حدود ۷۸/۹ درصد است (مرکز آمار ایران[1]، ۱۳۹۸).

در این مقاله به‌منظور ارزیابی مارک‌آپ و شناسایی ساختار بازار صنایع بزرگ ایران رویکرد تابع تجزیه‌پذیر مرزی (مرز تصادفی) بکار گرفته‌شده است و در برآورد مدل از آمار و داده‌های کدهای ISIC جدید ارائه‌شده از سوی مرکز آمار استفاده‌شده است. با جمع‌بندی مطالعات انجام‌شده آنچه این پژوهش را متفاوت از سایر پژوهش‌ها می‌کند این است که در محاسبه مارک‌آپ صنایع بزرگ، جزء کارایی (u_{it}) بکار رفته در معادله ثابت نیست و تابعی از درجه باز بودن اقتصاد یعنی (صادرات به علاوه واردات تقسیم‌بر فروش) در نظر گرفته شده است. همچنین برخلاف سایر پژوهش‌های صورت گرفته، در این پژوهش جهت کمی کردن تغییرات فنی (T) از یک شاخص وزنی که ترکیبی از سه متغیر، مخارج پژوهش و توسعه (R&D)، سطح تحصیلات نیروی کار (L) و صادرات (Ex) است، استفاده شده است.

[1]. نتایج طرح آمارگیری کارگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر، ۱۳۹۸

در ادامه سازمان‌دهی این مقاله به این ترتیب است که پس از مقدمه در بخش اول، مبانی نظری مرتبط به موضوع مقاله در بخش دوم مطرح می شود. در بخش سوم پیشینه پژوهش معرفی می‌شود. بخش چهارم به الگوی پژوهش مشتمل بر تابع تولید تجزیه‌پذیر مرزی اختصاص دارد. بخش پنجم به معرفی داده‌ها و تشریح نتایج برآورد می‌پردازد و در نهایت در بخش ششم جمع‌بندی و تحلیل نتایج ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

تلاش برای معرفی شاخصی مناسب برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری به مقاله لرنر[1] (۱۹۳۴) برمی‌گردد. وی با در نظر گرفتن بازار انحصار کامل و حداکثر کردن سود بنگاه شاخص $L = \frac{P-MC}{P}$ را به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری قدرت انحصار ارائه کرد، که در آن P نشان‌دهنده قیمت کالا و MC نشان‌دهنده هزینه نهایی تولید کالا است. می‌توان نشان داد که این شاخص برای انحصارگر برابر با عکس کشش قیمتی تقاضای انحصارگر است. بنابراین هرچه تقاضا برای محصول انحصارگر کم کشش‌تر باشد، قدرت انحصاری وی بیشتر است. البته این شاخص برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری در بازارهای واقعی که به‌طور عمده دارای ساختار انحصار چندجانبه هستند مفید نیست و این امر باعث شد که انتقاداتی به این شاخص وارد شود. پرلاف و همکاران[2] (۲۰۰۷) معتقدند شاخص لرنر اساساً قدرت انحصاری اعمال شده را اندازه‌گیری می‌کند و قادر به اندازه‌گیری قدرت انحصاری بالفعل بنگاه نیست به عبارتی دیگر، شاخص لرنر به این سوال پاسخ می‌دهد که یک بنگاه چقدر قدرت بازار را اعمال می‌کند؟ و نه سوال یک بنگاه (در تئوری) چقدر از قدرت بازار برخوردار است؟. به‌رغم محدودیت‌های شاخص لرنر، این شاخص اولین تلاش نظری برای معرفی یک شاخص مستدل بود که زمینه را برای طرح ایده‌های دیگر در این حوزه ایجاد کرد، به‌ترتیبی که از دهه هفتاد به بعد ایده‌های دیگری برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری معرفی شد که در ادامه در حد اجمال به آن‌ها اشاره می‌شود. دای و همکاران[3] (۲۰۲۰) رویکردهای اندازه‌گیری قدرت بازار را در سه دسته اصلی طبقه‌بندی کردند. اولین رویکرد، اقتصاد صنعتی

[1]. Lerner (1934)
[2]. Perloff et al. (2007)
[3]. Dai et al. (2020)

تجربی جدید[1] (NEIO) است که ابتدا توسط ایواتا[2] (۱۹۷۴) مطرح و سپس توسط اپلبام[3] (۱۹۸۲) بسط داده شد. این مدل که از مجموعه معادلات هم‌زمان قیمت‌گذاری و تقاضا تشکیل‌شده بیشترین کاربرد را در مطالعات تجربی دارد. رویکرد NEIO ماهیت رقابتی یا (انحصـــاری) بازارها را با اســـتفاده از اطلاعات درآمد و هزینه و اطلاعات تقاضـــای بنگاه‌ها و صـــنایع از نهاده‌های تولید موردمطالعه قرار می‌دهد. از پژوهشـگرانی که از این روش برای ارزیابی قدرت انحصـاری اسـتفاده کرده‌اند می‌توان به برسـناهان[4] (۱۹۸۷) و لا[5] (۱۹۸۲)، بویان و لوپز[6] (۱۹۹۸) اشـاره کرد. در الگوی ایواتا (۱۹۷۴) برای ارزیابی قدرت بازار، وی تغییرات حدســی[7] (cv) را برای بانک‌های انفرادی با فرض عرضــه محصــول همگن در بازار انحصــار چندجانبه اندازه‌گیری کرد. وی با در نظر گرفتن یک بازار انحصـــار چندجانبه متشـــکل از n بنگاه و با معرفی تابع عکس‌العمل ســـود، ســـود بنگاه شاخص را حداکثر کرد و مجموع واکنش تمامی بنگاه‌های صنعت نسبت به تغییر سطح تولید بنگاه شاخص را با استفاده از رابطه (۱) استخراج کرد:

$$\lambda_{\mathrm{i}} = \eta_D \left(\frac{C'(x)-p}{p}\right)\left(\frac{X}{X_i}\right) \qquad (۱)$$

او به روش غیر مستقیم و با استفاده از تابع تقاضا و تابع هزینه هر بانک مقدار λ_i را به دست آورد. برسناهان (۱۹۸۷) و لا (۱۹۸۲) نسخه دیگری از تغییرات حدسی را ارائه دادند. آن‌ها قدرت بازاری را برای متوسط بانک‌ها به دست آوردند و برای ارزیابی رفتار بنگاه‌ها، مقدار λ را از طریق برآورد هم‌زمان تابع تقاضا و عرضه با استفاده از رابطه (۲) استخراج کردند:

$$\lambda = \frac{\left[1+\frac{d\sum X_j}{X_i}\right]}{n} \qquad (۲)$$

به گونه‌ای که در بازار رقابت کامل $\lambda = 0$ در مدل کورنو، $\lambda = \frac{1}{n}$ و در حالت همکاری کامل بنگاه‌ها $\lambda = 1$ است.

دومین رویکرد، مدل‌های مبتنی بر پسماند (باقیمانده) سولو[8] است که توسط هال[9] در سال

[1]. New Empirical Industrial Organization
[2]. Iwata (1974)
[3]. Appelbaum (1982)
[4]. Bresnehan (1987)
[5]. Lau (1982)
[6]. Bhuyan & Lopez (1998)
[7]. Conjectural Variation
[8]. Solow Residual Based Model
[9]. Hall (1988)

۱۹۸۸ ارائه شد. هال برای ارزیابی شدت انحصار در صنایع، با استفاده از کاربرد توابع هزینه و تولید در یک بازار رقابت ناقص شاخص لرنر و نرخ مارک آپ را بر مبنای پسماند سولو محاسبه کرد. با در نظر گرفتن نرخ رشد تولید و نهاده‌ها باقیمانده سولو در شرایط انحصاری برابر با رابطه (۳) است:

$$\Delta q_t - \alpha_t \Delta n_t = (\mu_t - 1)\alpha_t \Delta n_t + \theta + u_t \qquad (۳)$$

در حضور قدرت بازار، کوواریانس یک متغیر ابزاری برون‌زا Δz و باقیمانده سولو برابر است با رابطه (۴):

$$\mathrm{cov}\left(\Delta_q - \alpha\Delta n, \Delta z\right) = \mathrm{cov}[(\mu_t - 1)\alpha_t \Delta n, \Delta z] \qquad (۴)$$

به نظر هال کوواریانس باقیمانده سولو و متغیر ابزاری در رقابت منفی یا صفراست و فقط تحت قدرت بازار مثبت است. این رویکرد نیز توسط افرادی مانند دامویتز[1] (۱۹۸۸)، روجر[2] (۱۹۹۵) و راپر و همکاران[3] (۲۰۰۷) بسط داده شد.

سومین رویکرد، رویکرد تابع تجزیه‌پذیر مرزی است. در این روش قدرت انحصاری مستقیماً با برآورد هزینه نهایی یا تولید نهایی به ترتیب از طریق هزینه مرز تصادفی و یا توابع تولید اندازه‌گیری می‌شود. بسط و کاربرد این روش نیز در پژوهش‌های افرادی مانند لوپز و هی[4] (۲۰۱۸)، کامباکار و همکاران[5] (۲۰۱۲) و سلیس و مداز[6] (۲۰۰۸) دیده می‌شود. در رویکرد مرز تصادفی، کامبوکارو همکاران، یک برآورد گر مرز تصادفی از مارک آپ را ایجاد کرده‌اند که می‌تواند برآوردهای قابل‌اعتمادی از مارک آپ را با فرض یا بدون فرض بازدهی ثابت به مقیاس ارائه کند. از مزایای این روش این است که هم در چارچوب تابع هزینه و هم در چارچوب مرز تولید می تواند بکار گرفته شود. در چارچوب تابع هزینه مرز تصادفی، فرض می‌شود که وجود قدرت انحصاری به معنی تثبیت قیمت بالاتر از هزینه نهایی یعنی $P > Mc$ است. هر چه شکاف بین قیمت و هزینه نهایی بزرگ‌تر باشد قدرت انحصاری بنگاه بیشتر است و در شرایط رقابتی که قیمت محصول برابر با هزینه‌های نهایی است، میزان مارک‌آپ برابر با صفر است. درواقع در این روش ابتدا MC با ا ستفاده از تابع هزینه مشخص می شود. سپس مارک‌آپ برای هر صنعت ازMC /(P-

[1]. Domowitz (1988)
[2]. Roeger (1995)
[3]. Raper et al. (2007)
[4]. Lopez and He (2018)
[5]. Kumbhakar et al. (2012)
[6]. Solis and Maudos (2008)

MC) محاسبه می شود. ارزش مثبت مارک‌آپ نشانگر وجود رفتار غیررقابتی در بازار تولید است. هرچه این مقدار بیشتر باشد ، میزان قدرت انحصاری بنگاه نیز بیشتر است.

علاوه بر موارد پیش‌گفته، رویکردهای دیگری هم برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری وجود دارد: به عنوان مثال بیکر و هاف[1] (۲۰۰۲) ادبیات مربوط به اندازه‌گیری رقابت را به دو جریان ساختاری و غیر ساختاری تقسیم کردند و هر یک از آن‌ها به زیر طبقات دیگر تفکیک شدند به‌این‌ترتیب که رویکرد ساختاری خود به دوشاخه فرمال و غیر فرمال تفکیک می‌شوند. درروش غیر فرمال نیز دوشاخه متفاوت موسوم به «ساختار-رفتار-عملکرد[2]» (s-c-p) و فرضیه کارایی[3] قابل‌شناسایی هستند.

در این رویکرد تأثیر تمرکز بر انحصار و رقابت ارزیابی می شود. البته فرضیه کارایی برتر و رویکرد ساختار – رفتار و عملکرد، دو فرضیه رقیب هستند که اولی قدرت انحصاری را ناشی از کارایی برتر می‌داند و رویکرد S-C-P، قدرت انحصاری را ناشی از ساختار صنایع و همکاری بنگاه‌ها می‌داند. ساختار صنایع خود نیز وابسته به شرایط طرف عرضه و تقاضای هر بازار است. علاوه بر این در رویکرد ساختاری برای ارزیابی قدرت انحصاری از شاخص‌هایی مثل تمرکز، موانع ورود و میزان تمایز کالا و اندازه موانع ورود استفاده می‌شود.

مدل‌های فرمال ساختاری برخلاف مدل‌های غیر فرمال ساختاری برای ارزیابی انحصار و عوامل مؤثر در آن متأثر از نظریه سازمان صنعتی هستند. این روش مبتنی به حداکثر کردن سود و استخراج شاخص لرنر به صورت تابعی از متغیرهای مختلف است. در این روش، قدرت انحصاری از متغیرهای رفتاری و به‌طور ویژه از همکاری و ائتلاف بنگاه‌ها متأثر است. کالینگ[4] (۱۹۷۶)، کالینگ – واترسون[5] (۱۹۷۶)، کلارک - دیویس[6] (۱۹۸۲)، کلارک و همکاران[7] (۱۹۸۴)، کوکا و راونسکرافت[8] (۱۹۸۶) از پیشروان این رویکرد بودند. آن‌ها با در نظر گرفتن یک بازار انحصار چندجانبه، قدرت انحصار بنگاه شاخص را به صورت تابعی از کشش تقاضا، سهم بازار بنگاه‌ها و

1. Bikker & Haaf (2002)
2. Structure- Conduct- Performance (SCP)
3. Efficiency Hypothesize
4. Cowling (1976)
5. Cowling & Waterson (1976)
6. Clark & Davies (1982)
7. Clark et al. (1984)
8. Kwoka & Ravenscraft (1986)

همکاری یا رقابت بنگاه‌ها استخراج کردند. در این روش مفهوم تابع عکس‌العمل، تغییرات حدسی و کشش تغییرات حدسی (دیکسون[1]، ۱۹۸۱) نقش محوری در تعیین ساختار بازار و دوری و نزدیکی آن به رقابت و انحصار دارد.

در مقابل رویکرد ساختاری، رویکرد غیر ساختاری وجود دارد. افراد پیشرو در معرفی این رویکرد عبارت‌اند از ایواتا (۱۹۷۴)، برسناهان(۱۹۸۲) و پانزار-راس[2] (۱۹۸۷). ایواتا با در نظر گرفتن بازار انحصار چندجانبه، تغییرات حدسی را به صورت تابعی از کشش تقاضا، هزینه نهایی، قیمت و سهم بازار بنگاه استخراج کرد. بر اساس روش ایواتا برای برآورد مقدار عددی تغییرات حدسی ضروری است توابع تقاضا و هزینه برآورد شوند. برای برآورد قدرت انحصاری بر اساس این روش به داده‌های خرد اقتصادی و در سطح بنگاه نیاز است. برخلاف روش ایواتا درروش برسناهان برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری به داده‌های سری زمانی در سطح صنعت نیاز است. برسناهان با برآورد هم‌زمان عرضه و تقاضای صنعت مقدار تغییرات حدسی را به‌عنوان شاخصی از ساختار بازار و اندازه رقابت (انحصار) در بازار برآورد کرد. بر اساس روش پانزار و راس (۱۹۸۷) و در چارچوب رویکرد غیر ساختاری ابتدا فرم خلاصه‌شده درآمد استخراج می‌شود و سپس با توجه به مجموع کشش درآمد نسبت به قیمت عوامل می‌توان نسبت به ساختار بازار قضاوت کرد. با مقایسه روش‌های ساختاری و روش‌های غیر ساختاری ارزیابی شدت رقابت (انحصار) می‌توان اظهار داشت که روش‌های ساختاری غیر فرمال در ارزیابی قدرت انحصاری و عوامل مؤثر بر آن، جهت علیت عناصر بازار را یک سویه و از ساختار به عملکرد (قدرت انحصاری) می‌داند و علاوه بر این دارای ضعف نظری است. مدل‌های ساختاری فرمال اگرچه از پشتوانه مبانی اقتصاد خرد برخوردار است اما از مزیت برآورد هم‌زمان برخوردار نیست. درنهایت روش غیر ساختاری ارزیابی قدرت انحصاری پایه در نظریه اقتصاد خرد دارد و هم در کاربرد تجربی از مدل‌های هم‌زمان استفاده می‌کند و همچنین می‌توان قدرت انحصاری را هم بر اساس داده‌های در سطح بنگاه و هم بر اساس داده‌های کلی تر و در سطح صنعت برآورد کرد. ایواتا (۱۹۷۴) برسناهان (۱۹۸۷)، پانزار و راس (۱۹۸۷)، به دلیل نقایص نظری و تجربی مدل‌های ساختاری، مدل‌های غیر ساختاری را بسط دادند.

---

[1]. Dickson (1981)
[2]. Panzar & Rosse (1987)

۳- پیشینه پژوهش

همان‌گونه که در بخش قبل ا شاره شد اندازه‌گیری قدرت انحصاری با مطالعه لرنر (۱۹۳۴) شروع شد و پس از آن و به‌ویژه از دهه ۸۰ به بعد هم پژوهش‌های نظری و تجربی مختلفی در این حوزه انجام شد. در ادامه به برخی از مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در این حوزه اشاره می‌شود.

احسان فر (۲۰۲۳) در مقاله‌ای به ارزیابی کارایی فنی و قدرت بازاری صندوق های قرض‌الحسنه با رویکرد مرز تصادفی در طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۵ پرداخت. وی برای این منظور از تابع هزینه مرز تصادفی ترانسلوگ استفاده کرد. همچنین با استفاده از شاخص هرفیندال – هیرشمن، اندازه شاخص تمرکز بازارهای وام و سپرده را برای دوازده شعبه صندوق قرض‌الحسنه به دست آورد. نتایج نشان داد که تمرکز در شعبه دو در هر دو بازار وام و سپرده نسبت به سایر شعب بیشتر بوده و به ترتیب به برابر با ۰/۱۲۴۴ و ۰/۴۰۸۶ است. علاوه بر این نتایج حاکی از آن بود که قدرت بازاری در دوازده شعبه معنی‌دار است.

برزگردوین و یاوری (۲۰۲۲) به برآورد و بررسی رفتار قدرت بازار با استفاده از شاخص لرنرو مدل اقتصاد سنجی مارک آپ، برای داده‌های هفتگی قیمت در زنجیره بازاریابی محصولات باغی (محصول منتخب پرتقال) برای دوره ۱۳۹۴-۱۳۹۹ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد شاخص لرنر برای این دوره نشان می‌دهد، میانگین قدرت بازاری عمده‌فروشان چهل و هشت درصد است که نشان می‌دهد ۴۸ درصد از تفاوت بین قیمت عمده فروشی و قیمت مزرعه با قدرت بازاری توضیح داده می‌شود. در واقع عمده‌فروشان با استفاده از قدرت بازاری خود توانسته‌اند چهل وهشت درصد بیشتر از قیمت تعیین‌شده بر اساس برابری قیمت با هزینه نهایی که شرط بازار رقابتی است از مصرف‌کننده دریافت کنند که با رقابت کامل سازگار نیست. قدرت بازاری خرده‌فروشان نیز سی و هشت درصد بدست آمده است. همچنین نتایج مدل مارک آپ نیز نشان‌دهنده تأثیر تغییر قیمت در هر سطح بازار (اعم از تولیدکننده، خرده فروش، عمده فروش، ...) بر قدرت بازاری سایر سطوح بازار است.

میکاییلی و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله‌ای مارک آپ و قدرت بازاری را بر اساس رویکرد مرز تصادفی و شاخص‌های ساختاری در بخش صنعت ایران در طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۵ برآورد کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند در تمامی صنایع $P > MC$ و مارک آپ بزرگ‌تر از یک و علاوه بر این

در ۸۶ در صد صنایع این رقم به میزان قابل‌توجهی بزرگتر از یک است که دلالت بر وجود قدرت انحصاری دارد.

خداداد کاشی و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد توابع تصادفی مرزی به ارزیابی قدرت انحصاری در۱۳۶ صنعت کد چهاررقمی ISIC ایران درطی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۴ پرداختند، که نتایج حاصل از یافته‌هایشان نشان می‌دهد که حدود ۹۸ در صد صنایع ایران مارک آپی بین ۱۰ تا ۴۰ درصد داشته و رفتاری غیررقابتی دارند، همچنین یافته‌ها مؤید این مطلب است که متوسط مارک آپ این صنایع در طی زمان روندی صعودی داشته و متوسط بازدهی نسبت به مقیاس صنایع نیز کاهنده بوده است.

شهیکی تاش و نوروزی (۲۰۱۴) ساختار صنایع ایران را بر اساس مدل‌های ساختاری و غیر ساختاری و بر اساس داده‌های صنایع چهاررقمی برای دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ مطالعه کردند. آن‌ها قدرت انحصاری را بر اساس شاخص‌های لرنر، بون، هرفیندال به ترتیب معادل (۰/۳۶)، (۰/۱۲-) و (۰/۲۴) به دست آوردند که تمامی این ارقام دلالت بر انحراف ساختار بخش صنعت از رقابت و وجود قدرت انحصاری قابل‌توجه در این بخش دارد.

تیوآی و همکاران[۱] (۲۰۲۲) قدرت بازاری را در بازار قهوه عربی ویتنام با استفاده از روش مرز تصادفی تعیین کردند. داده‌ها از طریق مصاحبه با دویست کشاورز از استان لام دونگ[۲] جمع‌آوری شده است. شاخص لرنر برای بازار قهوه ویتنام عدد ۰/۰۰۱ بود که بیانگر ساختار بازار رقابت کامل است. از طرفی میزان بازدهی به مقیاس نیز با مقدار عددی RTS =۰/۵۶ (کمتر از یک) بازدهی کاهنده به مقیاس را نشان می‌دهد.

کوپنبرگ و هرش[۳] (۲۰۲۲) به بررسی و مقایسه قدرت بازار شرکت‌های تولیدکننده محصولات لبنی در سه کشور اروپایی فرانسه، اسپانیا و ایتالیا با استفاده از رویکرد مرز تصادفی در طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۸ پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که شرکت‌های لبنی کشور اسپانیا با میزان مارک آپ (۰/۱۹۵)، دارای بالاترین مقدار مارک آپ و پس‌ازآن ایتالیا با میزان مارک آپ (۰/۱۲۵) قرار دارد. فرانسه نیز با مقدار (۰/۰۷۳) کمترین مارک آپ را در بین این سه

[۱]. Tuoi et al. (2022)
[۲]. Lam Dong Province
[۳]. Koppenberg & Hirsch (2022)

کشور دارا است. بر این اساس، رقابت به‌طور متوسط در فرانسه بیشترین و در اسپانیا ضعیف‌ترین است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های لبنی دو کشور ایتالیا و اسپانیا با حداکثر شاخص لرنر ۰/۵۴ و ۰/۷۲ به قیمت‌گذاری انحصاری نزدیک‌تر هستند و بنگاه‌های لبنی فرانسه با حداکثر شاخص لرنر ۰/۰۶۷ ساختار بازار رقابتی نزدیک‌تر هستند.

رحمان و همکاران[1] (۲۰۲۱) ساختار بازار را در کارخانه‌های برنج و بازار عمده‌فروشان بنگلادش با استفاده از رویکرد مرز تصادفی بررسی کردند. داده‌ها از طریق مصاحبه و از ژوئن تا آگوست ۲۰۱۷ جمع آوری شد. در این نظرسنجی، ۱۶۰ کارخانه و ۲۴۰ عمده فروش از ۳۲ منطقه در هشت بخش انتخاب شدند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که قیمت دریافتی کارخانه‌های برنج ۳۳ درصد بیشتر از هزینه نهایی و عمده‌فروشان حاشیه‌هایی را که ۲۹ درصد بالاتر از هزینه نهایی است دریافت می‌کنند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شاخص لرنر برای آسیابان‌ها و عمده‌فروشان هر دو به‌طور قابل‌توجهی بزرگ‌تر از صفر است، به این معنی که بازار برنج رقابتی نیست.

پاناگیوتو و استاوراکودیز[2] (۲۰۲۰) درجه قدرت بازاری، در بازار صادرات گوشت آمریکا را در طی سال‌های ۱۹۸۰الی۲۰۱۱ با استفاده از رویکرد مرز تصادفی برآورد کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که میانگین شاخص لرنر برای صادرات گوشت گاو ایالات‌متحده ۳۹ درصد است و در بازارهای آسه آن، هنگ‌کنگ/چین، ژاپن، کره جنوبی و تایوان بالاترین میزان است به‌طوری‌که ارزش برآوردی شاخص لرنر در این بازارهای خاص صادراتی گوشت گاو از ۵۳/۶ در صد (کره جنوبی) تا ۶۵/۵ درصد (آسه آن) متغیر است. در این مطالعه مشخص شد که صنعت گوشت آمریکا به دلیل کیفیت بالا و ترجیحات مصرف‌کنندگان کشورهای هدف، توانسته است قدرت انحصاری را در بازارهای صادراتی به‌دست آورد.

جرمزهازن و همکاران[3] (۲۰۲۰) رفتار ده شرکت تولیدکننده سنگ‌آهن آمریکا را در سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۲ مطالعه کردند و با استفاده از تابع مرز تصادفی اندازه شاخص لرنر را برای بازار سنگ‌آهن به میزان ۰/۲ برآورد کردند. به‌عبارت‌دیگر نتایج آن‌ها نشانگر ساختار غیر رقابتی بازار سنگ‌آهن در دوره مطالعه بود و همچنین یافته‌های آن‌ها این حدس را که در بازار سنگ‌آهن،

[1]. Rahman et al. (2021)
[2]. Panagiotou & Stavrakoudis (2020)
[3]. Germeshausen et al. (2020)

تولیدکنندگان قدرت بازاری اعمال می‌کنند پشتیبانی کرد. علاوه بر این جرمزهازن و همکارانش به این نتیجه رسیدند که تجربه قبلی تولیدکنندگان و موقعیت جغرافیای تولید سنگ‌آهن نقش مؤثری در اندازه مارک آپ شرکت‌ها دارد.

کوپنبرگ و هرش[1] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۸، و با به‌کارگیری رویکرد مرز تصادفی، اندازه قدرت انحصاری و مارک آپ را در بازار فرآورده‌های لبنی سه کشور عضو اتحادیه اروپا یعنی فرانسه، لهستان و اسپانیا برآورد کردند. نتایج پژوهش میزان مارک آپ را به ترتیب معادل ۰/۰۰۳۹، ۰/۰۳۰ و ۰/۰۵۳ برای سه کشور فرانسه، لهستان و اسپانیا نشان داده است که دراین‌بین، بنگاه‌های کشور فرانسه دارای کمترین مارک آپ در بین دو کشور دیگر بوده‌اند. همچنین یافته های پژوهش دلالت بر وجود همبستگی معنی‌دار بین میزان مارک آپ و اندازه بنگاه‌ها در فرانسه داشت در حالی که در دو کشور لهستان و اسپانیا همبستگی معنی‌داری بین مارک آپ و اندازه بنگاه تائید نشد.

دای و همکاران[2] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد NEIO، قدرت انحصاری و هزینه‌های رفاهی بازار مواد غذایی و دخانیات کشور چین را برآورد کردند. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد در وحله اول قدرت انحصاری در این بازار بالا است و دوم به دلیل اعمال قدرت انحصاری، هزینه‌های رفاهی قابل‌توجهی بر مصرف‌کنندگان و جامعه تحمیل می‌شود.

لوپز و همکاران[3] (۲۰۱۸) در مطالعه خود با استفاده از رویکرد مرز تصادفی به ارزیابی قدرت بازاری در۳۶ صنعت کد چهاررقمی آیسیک صنایع غذایی ایالات‌متحده آمریکا در طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۹ پرداختند. نتایج حاصل از یافته‌های این مطالعه نشان داد متوسط قدرت انحصاری در صنعت مواد غذایی ۶/۴ ٪ است که بیان‌گر آن است که ساختار بازار این صنعت به‌صورت انحصار چندجانبه است.

رزیتس و کلانتزی[4] (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های طبقه‌بندی ISIC مربوط به دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۴ و با کاربرد رویکرد هال-راجرز، ساختار بازار و قدرت انحصاری صنایع دورقمی یونان را ارزیابی کردند. در این پژوهش میزان مارک آپ نیز ۲/۰۶ به دست آمد که نشان‌دهنده‌ی حاکمیت

[1]. Koppenberg & Hirsch (2019)
[2]. Dai et al. (2020)
[3]. Lopez et al. (2018)
[4]. Rezitis & Kalantzi (2015)

انحصار بر ساختار بازار صنایع کارخانه‌ای یونان است. همچنین زیان رفاهی ناشی از انحصار ۰/۱۰٪ ارزش افزوده برای کل صنایع کارخانه‌ای یونان طی دوره مطالعه است.

٤- معرفی الگوی پژوهش

در نظریه اقتصاد خرد بر این نکته تأکید می‌شود که میزان دسترسی به کالاها، تنوع محصول و مازاد رفاه در بازارهای رقابتی بیشتر از بازارهای انحصاری است. انحصارگر برای برخورداری از قیمت بالاتر و رانت انحصاری تمایل دارد عرضه را محدود کند، پس می‌توان انتظار داشت که بازارها با عملکرد رقابتی اندازه بزرگ‌تری از بازارهای انحصاری داشته باشند. بر این اساس در این مقاله برای ارزیابی شدت رقابت (انحصار) در صنایع بزرگ ایران از شاخص مارک همچنین به پیروی از کامباکار و همکارانش (۲۰۱۲) از رویکرد مرز تصادفی استفاده می‌شود. این روش هم می‌تواند در چارچوب تابع هزینه و هم در چارچوب مرز تولید بکار گرفته شود. از مزایای این روش این است که همانند رویکرد سازمان صنعتی تجربی جدید (NEIO) می‌توان هم از داده‌های قیمت نهاده‌ها و هم‌مقدار نهاده‌ها برای برآورد قدرت بازاری استفاده کرد. برای پاسخ به سؤال پژوهش تابع تولید به صورت $Y = f(X, T)$ در نظر گرفته می شود در این رابطه Y، X و T به ترتیب معرف ستاده، بردار نهاده‌ها و فناوری هستند. لازم به توضیح است که Y یک تابع معین غیر منفی و تک مقداری از X است و در دامنه خود پیوسته و دو بار مشتق‌پذیر است. همچنین، تابع شبه مقعر و به‌صورت ضعیف یک‌به‌یک است.

با توجه به مقوله دوگانگی می‌توان انتظار داشت که، تمام ویژگی‌های فنی تابع تولید فوق در تابع هزینه $C = (W,Y,T)$ متبلور باشد. در این تابع C,W,Y,T به ترتیب معرف سطح فناوری، میزان ستاده، بردار دستمزد و حداقل هزینه متناظر با هر سطح از ستاده است.

در صورت برآورد تابع هزینه می‌توان هزینه نهایی را برای هر سطح تولید برآورد کرد و در صورت دسترسی به داده‌های قیمت، اندازه مارک آپ مشخص می‌شود و بر اساس اندازه آن می‌توان نسبت به قدرت انحصاری در بازار قضاوت کرد. اگر بازار ستاده رقابتی باشد، قیمت و هزینه نهایی برابر و مارک آپ یا قدرت انحصاری برابر با صفر خواهد بود. درصورتی‌که بازار غیررقابتی باشد انتظار براین است که $P > MC$ باشد. اگر $P\text{-}MC > 0$ باشد نشانه وجود قدرت انحصاری است. اگرچه ارزیابی قدرت انحصاری با رویکرد هزینه از محبوبیت بالایی برخوردار

است اما، برآورد تابع هزینه در عمل با مشکلاتی همراه است مثل خطای بهینه‌یابی به این معنی که بنگاه برای تعیین سطح تولید بهینه از طریق بهینه یابی ممکن است دچار خطا شود. همچنین هیچ تضمینی وجود ندارد که برای تمام مشاهدات مقدار شاخص لرنر مثبت باشد. علاوه بر این در رویکرد تابع هزینه، برآوردهای دقیق وابسته به فرض برقراری بازده ثابت به مقیاس است که الزاماً این وضعیت برای همه بنگاه‌ها برقرار نیست. درنهایت برای برآورد مارک آپ در رویکرد تابع هزینه نیاز به داده‌های تمامی مؤلفه‌های تابع هزینه است.

کامباکار برای رفع مشکلات فوق رویکرد جانشینی را معرفی کرد. بدین منظور رابطه (۵) را در نظر گرفت:

$$P > Mc = \frac{\partial C}{\partial Y} \qquad (۵)$$

از آن‌جا که برآورد مارک آپ نیازمند اطلاعات مربوط به عوامل تعیین‌کننده تابع هزینه مثل قیمت‌های نهاده و محصول و برقراری فرض ثابت بودن بازدهی به مقیاس است جهت غلبه بر این نقطه‌ضعف، و به‌منظور حداکثر ساختن سود، کامباکار پیشنهاد می‌دهد طرفین رابطه (۳) در نسبت محصول به هزینه کل (y/c) ضرب شود، که در آن y محصول و c هزینه کل تولید است و برای تبدیل نابرابری فوق به برابری نیز جزء غیر منفی u به معادله اضافه شود.

$$\frac{P.Y}{C} = \frac{\partial LnC}{\partial LnY} + u, \quad u \geq 0 \qquad (۶)$$

در رابطه فوق جمله u معرف شکاف بین قیمت و هزینه نهایی (مارک آپ) است، اگر مارک آپ صفر باشد بنگاه‌ها رفتاری رقابتی و اگر بزرگ‌تر از صفر باشد رفتار غیررقابتی در بازار دارند. مقدار u را نمی‌توان مستقیماً از داده‌های موجود محاسبه کرد زیرا برای محاسبه آن به کشش تابع هزینه نسبت به ستاده و نسبت درآمد به هزینه نیاز است. البته کشش هزینه را می‌توان از طریق برآورد تابع هزینه به دست آورد اما نسبت درآمد به هزینه ممکن است متأثر از متغیرهای غیر قابل مشاهده باشد. تأثیر چنین متغیرهایی را بر نسبت درآمد به هزینه، می‌توان با ورود جمله خطای متقارن دوطرفه v در سمت راست رابطه (۷) در نظر گرفت. با ورود v در سمت راست رابطه (۷)، این رابطه به یک تابع مرز تصادفی تبدیل می‌شود. درواقع با چنین اقدامی می‌توان با استفاده از ادبیات کارایی و رویکرد مرز تصادفی برای اندازه‌گیری مارک آپ برای هر مشاهده اقدام کرد (کامباکار، ۲۰۱۲).

$$\frac{PY}{C} = \frac{\partial LnC}{\partial LnY} + u + v \qquad (۷)$$

برای برآورد رابطه (۷) به داده کشش هزینه نسبت به ستاده نیاز است اما برای این کشش داده‌ای در دسترس نیست. برای حل این مشکل می‌توان از تابع هزینه این کشش را به دست آورد. برای این منظور تابع هزینه ترانسلوگ را به‌صورت رابطه (۸) در نظر می‌گیریم:

$$\begin{aligned}\mathrm{LnC} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{J}\beta_j \mathrm{LnW_j} + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{K=1}^{j}\beta_{jk}\mathrm{LnW_j LnW_k} + \beta_Y \mathrm{LnY} + \\ \frac{1}{2}\beta_{YY}\,(\mathrm{LnY})^2 + \sum_{j=1}^{J}\beta_{jY}\,\mathrm{LnW_j LnY} + \beta_T T + \frac{1}{2}\beta_{TT}T^2 + \sum_{j=1}^{J}\beta_j\,\mathrm{LnW_j}T + \\ \beta_{YY}T\mathrm{LnY} \qquad (۸)\end{aligned}$$

که در آن W بردار قیمت‌های نهاده و T متغیر روند برای ثبت تغییرات فنی (تکنولوژی) است. از آن‌جا که هدف ارزیابی مارک آپ در رابطه (۷) و نه برآورد تابع هزینه است، با مشتق‌گیری از رابطه (۸) نسبت به تولید کشش هزینه را خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \mathrm{LnC}}{\partial \mathrm{LnY}} = \beta_Y + \beta_{YY}\mathrm{LnY} + \sum_{j=1}^{J}\beta_{jY}\,\mathrm{LnW_j} + \beta_{YT}T \qquad (۹)$$

با استفاده از رابطه (۹) می‌توان بازده نسبت به مقیاس را استخراج کرد:

$$E_{CY} = \frac{\partial \mathrm{LnC}}{\partial \mathrm{LnY}} = \frac{\partial C}{\partial Y}\cdot\frac{Y}{C} = \frac{Mc}{Ac} = \frac{1}{RTS} \qquad (۱۰)$$

اگر کشش هزینه نسبت به ستاده بزرگ‌تر، برابر و کوچک‌تر از یک باشد بازده نسبت به مقیاس به ترتیب کاهنده، ثابت و فزاینده به مقیاس است. با قرار دادن سمت راست معادله (۹) در رابطه (۷)، خواهیم داشت:

$$\frac{PY}{C} = \beta_Y + \beta_{YY}\mathrm{LnY} + \sum_{j=1}^{J}\beta_{jY}\,\mathrm{LnW_j} + \beta_{Yt}T + u_{it} + v_{it} \qquad (۱۱)$$

کامباکار (۲۰۱۲) در توضیح علت استفاده از رویکرد مرز تصادفی برای برآورد مارک آپ چنین استدلال می‌کند در رابطه (۱۱) جمله مرکب $u_{it} + v_{it}$ دقیقاً مشابه جمله مرکب تابع هزینه مرز تصادفی است. در تابع هزینه جمله u فقط مقادیر مثبت را اختیار می‌کند. همچنین وی استدلال می‌کند که جمله مرکب در رابطه (۱۱) مشابه جمله مرکب تابع تولید مرز تصادفی است. اگر طرفین رابطه (۱۱) در منفی ضرب شود جمله u فقط مقادیر منفی اختیار می‌کند و در این صورت جمله مرکب مشابه جمله مرکب تابع تولید مرز تصادفی است. با این استدلال که جمله مرکب رابطه (۱۱) مشابه جمله مرکب تابع هزینه و تابع تولید مرز تصادفی است، کامباکار استفاده از رویکرد مرز تصادفی را در برآورد مارک آپ توجیه کرد. لازم به ذکر است که در رابطه (۱۱) جمله u به کارایی هزینه‌ای در تابع مرزی هزینه و به کارایی در تابع مرزی تولید اشاره ندارد بلکه اندازه این جمله فقط معرف مارک آپ است.

از آن‌جا که رابطه (۱۱) از تابع هزینه استخراج شده است و با توجه به اینکه تابع هزینه نسبت به نهاده‌ها همگن از درجه یک است بنابراین باید قید $\sum \beta_{jK} = 0$ را در رابطه (۱۱) اعمال کرد و رابطه (۱۲) را در نظر گرفت:

$$\frac{P_{it}Y_{it}}{C_{it}} = \beta_Y + \beta_{YY}LnY_{it} + \sum_j^{J-1}\beta_{jY}\,Ln\widetilde{W}_j + \beta_{Yt}T_{it} + u_{it} + v_{it} \qquad (۱۲)$$

لازم به توضیح است که در رویکرد مرز تصادفی برای برآورد توابع تولید و هزینه از روش برآورد حداکثر راست نمایی استفاده می شود و این روش برآورد وابسته به فروضی در مورد شکل توزیع اجزای جمله مرکب است. بر این اساس ضروری است که اشاره شود u دارای توزیع نیمه نرمال منقطع در صفر است که فقط مقادیر مثبت را اختیار می‌کند و v دارای توزیع قرینه دوطرفه است، بنابراین داریم:

$$u \sim N^{+}(0, \sigma_u^2) \qquad (۱۳)$$

$$v \sim N(0, \sigma_v^2) \qquad (۱۴)$$

با جایگذاری در رابطه (۱۵) داریم:

$$\frac{P_{it}Y_{it}}{C_{it}} = \beta_Y + \beta_{YY}LnY_{it} + \sum_j^{J-1}\beta_{jY}\,Ln\widetilde{W}_j + \beta_{Yt}T_{it} + u_{it} + v_{it} \qquad (۱۵)$$

از آن‌جا که مارک آپ در توضیحات بالا به‌صورت $\theta = \frac{p-Mc}{Mc}$ تعریف شده، داریم:

$$\theta = u\frac{\partial LnY}{\partial LnC} = u\frac{Ac}{Mc} = u\frac{1}{E_{cy}} = \frac{u}{\frac{\partial LnC}{\partial LnY}} \qquad (۱۶)$$

با برآورد θ رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{u}}{\hat{\beta}+\hat{\beta}_{YY}LnY+\sum\hat{\beta}_{jY}Ln\widetilde{W}_{jY}\widetilde{W}_j+\hat{\beta}_{Yt}T} \qquad (۱۷)$$

در آخر با در دست داشتن $\hat{\theta}$ به دست آمده در فرمول (۱۷) شاخص لرنر در فرمول (۱۸) قابل محاسبه است.

$$\theta = \frac{P-Mc}{Mc} = \frac{P}{Mc} - 1\,,\ \theta + 1 = \frac{P}{Mc} \qquad (۱۸)$$

$$\mathcal{L} = \frac{P-Mc}{P} = 1 - \frac{Mc}{P} = 1 - \frac{1}{1+\theta} = \frac{\theta}{1+\theta} \qquad (۱۹)$$

بدین‌صورت با استفاده از نتایج مربوط به برآورد مدل با استفاده از رویکرد تابع تجزیه‌پذیر مرزی می‌توان شدت انحصار در صنایع را بررسی کرد، از آن‌جا که صرفه‌های مقیاس، مرتبط با هزینه‌های بنگاه و یکی از عوامل مؤثر در شکل‌گیری ماهیت بازار است، در این پژوهش پس از برآورد تابع کشش هزینه، صرفه‌های مقیاس صنایع با استفاده از رابطه (۲۰) برآورد شده است.

$$Es = RTS - 1 \qquad (۲۰)$$

که $Es = 0$ به معنی صـرفه به مقیاس ثابت، $Es < 0$ بیان‌گر نبود صـرفه به مقیاس برای بنگاه و در شرایطی که $Es > 0$ باشد بنگاه‌ها از صرفه‌های مقیاس برخوردار هستند.

۵- معرفی داده‌ها و نتایج برآورد

برای برآورد کشش هزینه به تولید (رابطه (۹)) از تابع هزینه ترانسلوگ (۲۱) استفاده شده است.

$$\ln C = \beta_0 + \sum_{j=1}^{3}\beta_j \log W_j + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{3}\sum_{k=1}^{3}\beta_{jk}\ln W_j \log W_k + \beta_y \ln y + \frac{1}{2}\beta_{yy}(\ln y)^2 + \sum_{j=1}^{3}\beta_{jy}\ln w_j . \ln y + \beta_T T + \frac{1}{2}\beta_{TT}(T)^2 + \sum_{j=1}^{J}\beta_{jT}\ln w_j T + \beta_{yT}\ln y T \quad (۲۱)$$

در رابطه (۲۱) lnC، لگاریتم هزینه کل تولید یعنی مجموع ارزش نهاده فعالیت‌های صنعتی و جبران خدمات و پرداختی ارزش خدمات غیر صنعتی و مالیات غیر مستقیم است[۱].

$$TC = \text{ارزش نهاده فعالیت‌های صنعتی} + \text{جبران خدمات} + \text{پرداختی ارزش خدمات غیرصنعتی} + \text{مالیات غیر مستقیم} \quad (۲۲)$$

Wj قیمت سه نهاده مواد اولیه (pm)، انرژی (pe) و دستمزد (pw) است که نسبت به قیمت سرمایه (pk) نرمال‌سازی شده‌اند.

لازم به ذکر اسـت که تمامی متغیرهای اسـتفاده شـده در این مطالعه با شـاخص قیمت محصولات صنعتی به قیمت ثابت سال ۹۵ حقیقی شده‌اند. از آنجا که موجودی و قیمت سرمایه در بخش صنعت ایران در دسترس نیست باید آن‌ها را برآورد کرد. در این پژوهش برای کمی کردن موجودی و قیمت سـرمایه از رویکرد پارک (۱۹۹۵) بر اسـاس روش روند نمایی[۲] سـرمایه‌گذاری خالص با کاربرد روابط (۲۳) الی (۲۵) استفاده شده است:

$$P_k = K_t(r + \delta) \quad (۲۳)$$

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_0 \quad (۲۴)$$

---

[۱]. در این تحقیق جهت ارزیابی تجربی مارک آپ ده صنعت پرفروش ایران، برای رفع مشکل درجه آزادی، از داده‌ها و اطلاعات هفتاد صنعت فعال کد چهاررقمی ISIC زیرمجموعه‌ی صنایع دورقمی مستخرج از نتایج طرح جامع آمارگیری ده نفر کارکن و بیشتر مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۱ استفاده شده است.

[۲]. Exponential Trend

$$K_0 = \frac{I_0 (1+g)}{g+\delta} \qquad (۲۵)$$

بدین صورت که ابتدا موجودی سرمایه اولیه (K_0) در رابطه (۲۵) برآورد می شود سپس با محاسبه موجودی سرمایه در طی زمان (K_t) در رابطه (۲۴)، قیمت سرمایه با توجه به رابطه (۲۳) با در نظر گرفتن نرخ استهلاک ثابت (δ) و نرخ سود تسهیلات اعطایی به بخش صنعت (r)، محاسبه خواهد شد. در این مقاله برای کمی کردن تغییرات فنی (T) به پیروی از اقتصاددان هندی مزمدار[1] (۲۰۰۳) از یک شاخص ترکیبی استفاده می‌کنیم. این شاخص درواقع یک شاخص وزنی از تغییرات مخارج پژوهش و توسعه (R&D)، سطح تحصیلات نیروی کار (L) و صادرات (Ex) است رابطه (۲۶):

$$T = \frac{1}{3}\left\{\left[\frac{R\&D_j^{max} - R\&D_j^{i}}{R\&D_j^{max} - R\&D_j^{min}}\right] + \left[\frac{L_j^{max} - L_j^{i}}{L_j^{max} - L_j^{min}}\right] + \left[\frac{Ex_j^{max} - EX_j^{i}}{EX_j^{max} - EX_j^{min}}\right]\right\} \qquad (۲۶)$$

قبل از ارائه نتایج برآورد مدل، مهم‌ترین متغیرهای پژوهش و شمای کلی بخش صنایع بزرگ ایران در سطح کد چهاررقمی ISIC در جدول (۱) ارائه شده است.همان‌طور که قبلاً بیان شد در این مقاله از آمار و اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ که جزء زیر بخش های صنعت هستند در قالب چهارمین ویرایش طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (I.S.I.C, Rev.4)[2] استفاده شده است.

جدول ۱: شمای کلی از متغیرهای حقیقی پژوهش در بخش صنایع بزرگ ایران

نام متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
هزینه کل TC	۴۷۸۸۷۷/۳	۱۴۲۴۹۷/۸	۲۸۸۲۲۹۵۶	۱۲۲/۰۶۱۶	۱۷۴۹۱۴۰
تولید Y	۷۲۱۷۵۱/۴	۱۹۶۵۴۲/۶	۴۷۸۶۲۲۲۲	۴۰۹/۷۰۷۴	۲۶۷۴۶۳۴
تکنولوژی T	۰/۲۹۲۰۷۷	۰/۲۸۶۳۴۱	۲/۷۲۳۶۹۴	۶/۶۶E −۰۵	۰/۲۲۳۷۳۵
صادرات Ex	۱۰۲۵۴۵/۷	۶۱۷۴/۵۴۷	۱۵۳۷۵۵۵۶	۰/۰۰۰۰۰	۵۶۶۴۷۹/۶
واردات IM	۲۰۷۵۸۸/۸	۵۷۲۳۸/۰۵	۸۳۴۹۶۲۷	۰/۰۰۰۰۰	۵۸۱۳۹۰/۶
قیمت سرمایهpk	۳۱۷۵۰/۲۰	۵۴۴۰/۵۹۵	۷۵۸۸۹۹/۱	۹/۲۴۶۰۶	۹۵۸۱۳/۷۷
دستمزد نیروی کار w	۲/۴۲۳۳۴۵	۱/۹۸۹۷۰۳	۲۳/۸۴۳۲۱	۰/۰۴۴۴۶۸	۱/۷۴۲۳۴۷
قیمت مواد اولیه pm	۷۰/۷۳۳۱۷	۴۳/۹۷۲۰۵	۲۴۳۲/۰۰۰	۲/۲۷۰۶۰۰	۱۱۲/۹۵۵۵
قیمت انرژی pe	۱۹۴۱۹۹/۱	۰/۰۰۰۳۴۷	۲/۴۵ E +۰۸	۴/۲۵ E −۰۹	۶۸۹۳۳۸۴

منبع: مرکز آمار ایران

در ادامه این پژوهش قبل از برآورد مدل ضروری است چند آزمون در مورد تابع هزینه

[1]. Mazumdar (2003)
[2]. International Standard Industrial Classification

انجام شـود. اولین آزمون مربوط به این فرضـیه اسـت که تابع هزینه از نوع کاب داگلاس اسـت یا خیر. این آزمون و نتیجه حاصل از آزمون آن در ردیف اول جدول (۲) درج شده است. این آزمون دلالت بران دارد که تابع هزینه به صورت ترانسلوگ ا ست. آزمون فر ضیه دوم که در، ردیف دوم معرفی شده است دلالت بر آن دارد که تغییرات فنی در تابع هزینه یک متغیر اثرگذار است.

جدول ۲: آزمون‌های آماری نسبت درستنمایی (LR) فرضیه صفر

فرضیه (H_0)	آماره (LR)	آماره (χ^2) جدول	رد یا قبول فرضیه‌ی (H_0)
$\beta_{YY}=\beta_{jY}=\beta_{jk}=\beta_{TT}=\beta_{jT}=\beta_{YT}=0$	۲۵۱/۳۸۶۱	۳۲/۶۷۰۵	رد فرضیه‌ی صفر
$\beta_{jT}=\beta_{YT}=\beta_{T}=\beta_{TT}=0$	۲۲/۴۸۰۶۶	۱۲/۵۹۱۶	رد فرضیه‌ی صفر
$\beta_{jT}=\beta_{YT}=0$	۹/۹۹۷۲۲	۹/۴۸۷۷	رد فرضیه‌ی صفر
$\mu=\eta=0$	۲۴/۰۱۲۴	۵/۹۹۱۴	رد فرضیه‌ی صفر

منبع: محاسبات پژوهش

تا اینجا در رابطه (۱۲) نسـبت درآمد به هزینه به عنوان متغیر وابسـته در تابع مرز تصـادفی معرفی شده است. اولین فرضیه‌ای که مورد آزمون قرار می‌گیرد فرضیه‌ی انتخاب بهترین شکل تابع هزینه مرزی اسـت یعنی آزمون اینکه تابع هزینه بکار گرفته شـده در این رابطه یک تابع هزینه ترانسلوگ است یا تابع هزینه کاب داگلاس؟

در این حالت با رد فرضـیه صـفر $(\beta_{YY}=\beta_{jY}=\beta_{jk}=\beta_{TT}=\beta_{jT}=\beta_{YT}=0)$، تائید می‌شود که فرم هزینه تابع مرزی، ترانسلوگ است و تابع کاب داگلاس نیست. فرضیه دوم بررسی تأثیر اثرات تکنولوژی در مدل اسـت. در این فرضـیه رد فرضـیه‌ی صـفر$(\beta_{jT}=\beta_{YT}=\beta_{T}=0)$ بیانگر تاثیر تکنولوژی بر مدل اسـت. فرضـیه سـوم که در جدول (۱) مورد آزمون قرارگرفته بیانگر خنثی بودن یا نبودن نوع تغییرات فنّاوری است. از نظر هیکس فنّاوری زمانی خنثی ا ست که بهره‌وری تمام عوامل تولید با تغییر فنّاوری به یک نسبت تغییر کند. در این پژوهش با رد فرضیه‌ی صفر $(\beta_{jT}=\beta_{YT}=0)$ غیر خنثی بودن تغییرات فنّاوری تائید شده است. بر طبق فرضیه‌ی چهارم که به صورت $\mu=\eta=0$ مطرح شده، توزیع u به صورت نیمه نرمال ا ست و کارایی در طی زمان تغییر نمی‌کند که در اینجا با رد فرضـیه‌ی صـفر به این نتیجه می‌رسـیم که توزیع u به‌صـورت نرمال بوده و کارایی در طی زمان تغییر می‌کند. پس از انجام آزمون‌های فوق رابطه (۲۷) برآورد می‌شود.

$$\frac{P_{it}Y_{it}}{C_{it}} = \beta_Y + \beta_{YY} LnY_{it} + \sum_j^{J-1} \beta_{jY}\, Ln\widetilde{W}_J + \beta_{Yt} T_{it} + \delta_0 + \delta_1 \mathrm{Ln}\left(\frac{Ex+\mathrm{Imp}}{Q}\right) + v_{it} \quad (۲۷)$$

در پژوهش حاضر جزء کارایی u_{it} متغیر و تابعی از درجه باز بودن اقتصاد یعنی (صادرات به علاوه واردات تقسیم بر فروش) در نظر گرفته شده است.

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln\left(\frac{Ex+Imp}{Q}\right) \quad (۲۸)$$

در ادامه قبل از برآورد مدل آزمون ایستایی[1] متغیرها انجام می شود، فرض صفر، نا ایستایی متغیرها و فرض مقابل ایستایی آن‌ها را بررسی می کند.

جدول ۳: آزمون ایستایی متغیرها (بر اساس آزمون لوین، لین و چو)

متغیر	آماره آزمون	احتمال
نسبت درآمد به هزینه $(P_{it}Y_{it}/C_{it})$	-۵/۷۱۸	۰/۰۰
لگاریتم محصول $Ln(Y_{it})$	-۴/۷۷۹	۰/۰۰
لگاریتم نسبت دستمزد به قیمت سرمایه $Ln(Pk/w)$	-۱۰/۴۴	۰/۰۰
لگاریتم نسبت قیمت مواد اولیه به قیمت سرمایه $\mathrm{Ln}(Pm/w)$	-۱۰/۶۱	۰/۰۰
لگاریتم نسبت قیمت انرژی به قیمت سرمایه $\mathrm{Ln}(Pe/w)$	-۱۷/۷۳	۰/۰۰
لگاریتم درجه باز بودن اقتصاد $Ln(Ex+Imp/Q)$	-۱۴/۵۰	۰/۰۰
ضریب تکنولوژی (T_{it})	-۱۰/۰۷	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ایستایی متغیرها نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح ایستا هستند و ریشه واحد ندارند. در ادامه با برآورد رابطه (۱۲) به روش حداکثر درستنمایی و با استفاده از نرم‌افزار فرونتیر۴[2]، مؤلفه مارک آپ u به دست می‌آید، حال می‌توان نسبت به ارزیابی مارک آپ در رابطه (۱۵) و به دنبال آن محاسبه شاخص لرنر در رابطه (۱۹) اقدام کرد. نتایج حاصل از محاسبه مؤلفه مارک آپ، مارک آپ و شاخص لرنر و بازدهی به مقیاس و صرفه‌های مقیاس در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ٤: نتایج حاصل از محاسبه شاخص لرنر، مارک آپ و بازدهی به مقیاس در ده صنعت بزرگ ایران

متغیر	مؤلفه مارک آپ $(\hat{u})$	مارک آپ $(\hat{\theta})$	شاخص لرنر (Lerner)	بازده به مقیاس (RTS)	صرفه‌های مقیاس (ES)
صنایع بزرگ	۳/۵۴۹	۵/۲۲۲	۰/۸۳۹	۱/۴۷۱	۰/۴۷۱

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. Stantionary Test
[2]. Frontier 4

نتایج منعکس شده در جدول (۴) مؤید آن است که در مجموع صنایع بزرگ و پرفروش ایران با توجه به مقدار مارک آپ ۱/۲۲ = $\hat{\theta}$۵ و شاخص لرنر۰/۸۳ = $\mathcal{L}$ دارای ساختار انحصار چندجانبه هستند و در شرایط غیر رقابتی فعالیت می‌کنند. میانگین بازدهی به مقیاس هم با مقدار عددی ۱/۴۷۱= RTS بیانگر بازدهی فزاینده به مقیاس است و حاکی از آن است که صنایع بزرگ ایران طی دوره ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۸ بازده فزاینده به مقیاس را تجربه کرده‌اند و به دیگر سخن در ناحیه نزولی منحنی هزینه متوسط قرار دارند و هنوز از تمامی صرفه‌های مقیاس بهره نبرده‌اند.

در ادامه با استفاده از داده‌های ترکیبی هفتاد صنعت فعال کد چهاررقمی آیسیک متو سط سالانه مارک‌آپ وشاخص لرنر و بازدهی به مقیاس صنایع بزرگ ایران در طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۱ محاسبه و در جدول (۵) ارائه می‌شود.

جدول ۵: اندازه مارک آپ، بازده به مقیاس و شاخص لرنر در صنایع ایران (۱۳۹۸-۱۳۸۱)

صنایع بزرگ	مارک آپ ($\hat{\theta}$)	شاخص لرنر (Lerner)	بازدهی به مقیاس (RTS)
سال			
۱۳۸۱	۴/۲۰۹	۰/۸۰۸	۱/۴۷۱
۱۳۸۲	۳/۵۹۱	۰/۷۸۲	۱/۴۱۰
۱۳۸۳	۳/۱۳۷	۰/۷۵۸	۱/۳۶۸
۱۳۸٤	۳/۱۶۰	۰/۷۵۹	۱/۳۸۱
۱۳۸۵	۳/۰۱۷	۰/۷۵۱	۱/۳۸۴
۱۳۸٦	۲/۹۱۰	۰/۷۴۴	۱/۳۷۵
۱۳۸۷	۲/۷۹۲	۰/۷۳۶	۱/۴۰۴
۱۳۸۸	۲/۶۰۳	۰/۷۲۲	۱/۵۳۳
۱۳۸۹	۲/۷۰۸	۰/۷۳۰	۱/۳۹۹
۱۳۹۰	۳/۷۳۷	۰/۷۸۸	۱/۴۱۵
۱۳۹۱	۳/۲۲۳	۰/۷۶۳	۱/۵۵۸
۱۳۹۲	۸/۲۳۶	۰/۸۹۱	۲/۰۰۹
۱۳۹۳	۳/۷۶۱	۰/۷۸۹	۱/۵۶۶
۱۳۹٤	۳/۲۰۸	۰/۷۶۲	۱/۵۶۶
۱۳۹۵	۳/۵۶۲	۰/۷۸۰	۱/۵۴۸
۱۳۹٦	۲/۸۲۲	۰/۷۳۸	۱/۵۱۵
۱۳۹۷	۳/۸۸۸	۰/۷۹۵	۱/۶۰۵
۱۳۹۸	۲۳/۰۹	۰/۹۵۸	۱/۵۷۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با ملاحظه ارقام مندرج در جدول (۵) مشخص می‌شود که انحصار و اعمال قدرت انحصاری ویژگی مشخص صنایع بزرگ ایران در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ است. در تمامی این سال‌ها اندازه مارک آپ بالاتر از یک و اندازه شاخص لرنر بیش از ۰/۶ بوده است. این در حالی است که این صنایع در دو سال ۱۳۸۸ و ۱۳۹۸ شاخص لرنری بیشتر از ۰/۹ را تجربه کرده‌اند. مارک آپ و شاخص لرنر هر دو معرف میزان اعمال قدرت انحصاری هستند. همچنین باملاحظه ارقام مربوط به بازده فزاینده به مقیاس مشخص می‌شود که صنایع بزرگ ایران در شاخه نزولی منحنی هزینه متوسط قرار دارند و از تمامی صرفه‌های مقیاس برخوردار نشده‌اند. با توجه به اینکه بخش قابل‌توجهی از صنایع ایران در شاخه نزولی هزینه متوسط قرار دارند نتیجه می‌گیریم قدرت انحصاری در صنایع ایران الزاماً ناشی از صرفه‌های مقیاس نیست.

در ادامه بحث تلاش می‌شود با استفاده از داده‌های شاخص لرنر، تمرکز، اندازه صنعت و صرفه‌های مقیاس تصویری از وضعیت صنایع بزرگ ایران در سال ۱۳۹۸ ارائه شود. هفتاد صنعتی که در این مطالعه به‌عنوان صنایع بزرگ ایران در نظر گرفته شده‌اند درمجموع در سال ۱۳۹۸ معادل ۹۱/۸ درصد از فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند که البته سهم تعداد اندکی از این صنایع بسیار بالا است و بقیه صنایع سهم کوچکی از فروش بخش صنعت را در اختیار دارند. با توجه به جدول (۶) مشخص می شود که تنها دو صنعت وجود دارد که هریک سهمی بالاتر از ده در صد از فروش بخش صنعت را در اختیار دارند و مجموعاً ۴۳/۳ در صد از فروش بخش صنعت ایران را در سال ۱۳۹۸ به خود اختصاص داده‌اند. همچنین تنها دو صنعت وجود دارد که سهم هر یک از فروش این بخش بین ۵ تا ۱۰ درصد است و در مجموع ۱۳/۸ درصد از فروش بخش صنعت را در اختیاردارند. علاوه بر این، اندازه هفت صنعت بین یک تا پنج درصد از فروش بخش صنعت است. این هفت صنعت مجموعاً ۱۵/۲ درصد از فروش صنعت را در سال ۹۸ در اختیار داشتند. نهایتاً ۵۹ صنعت وجود دارد که سهم هر یک کمتر از یک درصد است و مجموعاً ۱۹/۴ در صد فروش صنعت مربوط به این صنایع است. لازم به توضیح است که این ارقام مربوط به صنایعی است که طبق توضیحات مقدمه این مقاله به‌عنوان صنایع بزرگ در نظر گرفته شده‌اند. بر این اساس این هفتاد صنعت بزرگ در سال ۹۸ معادل ۹۱/۸ درصد از فروش بخش صنعت را در اختیار داشتند و ۸/۲ درصد از فروش مربوط به پنجاه و دو صنعت دیگر است که در این مقاله مورد توجه قرار نگرفتند. البته این ۹۱/۸ درصد نیز با پراکندگی بالا بین این هفتاد صنعت توزیع شده است به طوری

که در سال ۱۳۹۸، صنعت ساخت فراورده‌های پالایش‌شده‌ی نفت ۳۱/۹۹۵ درصد از فروش بخش صنعت را در اختیار داشت و این دلالت بر وجود تمرکز کلی بالا در بخش صنعت ایران دارد.

جدول ٦: سهم صنایع بزرگ ایران از فروش بخش صنعت (۱۳۹۸)

اندازه صنایع*	کمتر از یک درصد	۱-۵ درصد	۵-۱۰ درصد	۱۰+	جمع
تعداد صنایع	۵۹	۷	۲	۲	۷۰
سهم از فروش بخش صنعت	۱۹/۴	۱۵/۲۵	۱۳/۸	۴۳/۳	۹۱/۸

* سهم هر صنعت چهاررقمی بر اساس سهم از فروش کل بخش صنعت محاسبه شده است.

منبع: مرکز آمار ایران و یافته‌های پژوهش

پس از تشخیص بالا بودن تمرکز کلی در بخش صنعت ایران مناسب است سایر ویژگی‌های ساختاری صنایع بزرگ ایران شناسایی شود. علاوه بر تمرکز کلی می‌توان تمرکز بازار، قدرت انحصاری و میزان برخورداری صنایع از صرفه‌های مقیاس را با توجه به ارقام سال ۱۳۹۸ ارزیابی کرد. در جدول (۷) توزیع فراوانی صنایع بر اساس اندازه تمرکز درج شده است. با توجه به تفکیک صنایع به صنایع با تمرکز بالا، تمرکز متوسط و تمرکز پائین در می‌یابیم در سال ۱۳۹۸ اندازه تمرکز پنجاه‌وهفت صنعت چهاررقمی کمتر از ۱۸۰۰ است و این صنایع در مجموع ۸۹/۷ درصد از کل فروش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین چهار صنعت با تمرکز متوسط (۱۸۰۰-۲۵۰۰) و سهم ۱/۵۴ درصد و نه صنعت با تمرکز بازار بالای ۲۵۰۰ و سهم ۲/۰۳ درصد در سال ۱۳۹۸ فعال بودند.

بنابراین، تصویر فوق مؤید آن است که صنایع متمرکز در ایران الزاماً صنایع بسیار بزرگ نیستند. متمرکزترین صنایع در سال ۱۳۹۸ صنایع ساخت تجهیزات نیروی سیال (۲۸۱۲)، تولید ماشین‌آلات عمل‌آوری مواد غذایی (۲۸۲۵)، تولید ماشین‌آلات برای منسوجات (۲۸۲۶)، تولید ماشین‌آلات متالوژی (۲۸۲۳)، تولید سایر وسایل برقی(۲۷۹۰)، تولید کابل‌های فیبر نوری؛ تولید سایر سیم‌ها و کابل‌های الکترونیکی و برقی؛ تولید دستگاه‌های سیم‌کشی (۲۷۳۳) هستند. سهم این صنایع از فروش بخش صنعت بسیار اندک است و در مجموع کمتر از یک درصد از فروش بخش صنعت متعلق به صنایع بسیار متمرکز است. در جدول (۷) دامنه صرفه‌های مقیاس، دامنه تمرکز و دامنه شاخص قدرت انحصاری لرنر در هر یک از گروه صنایع با تمرکز کم، متوسط و تمرکز بالا درج شده است. نکته قابل‌توجه این است که اندازه شاخص لرنر در صنایع بسیار متمرکز حداقل

۰/۹۵ است که دلالت بر وجود قدرت انحصاری بالا دارد. اندازه شاخص لرنر در صنایع با تمرکز متوسط نیز بالا و بین ۰/۸۹ تا ۰/۹۶ است. در صنایع با تمرکز کم نیز اندازه لرنر قابل‌توجه اما در مقیاس با دو گروه دیگر، قدرت انحصاری کمتر است. بنابراین درمجموع همبستگی بالایی بین اندازه تمرکز و شاخص لرنر وجود ندارد.

در نظریه اقتصاد صنعتی از صرفه‌های مقیاس به‌عنوان دلیلی برای تمرکز بالا و قدرت انحصاری یاد می شود. بر این اساس در ادامه به بررسی این مسئله پرداخته می شود که آیا میزان برخورداری از صرفه‌های مقیاس در صنایع با تمرکز بالا، زیاد است. در جدول (۷) دامنه صرفه‌های مقیاس نیز درج‌شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در نه صنعت، اندازه تمرکز بالاتر از ۲۵۰۰ است و این صنایع در مجموع ۰/۹۸ درصد از فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند که در بین ۷۰ صنعت موردبررسی اندازه‌شان کوچک است. اندازه صرفه‌های مقیاس در بین این نه صنعت به صورت ۹/۷> Es > ۰/۵ است. از طرف دیگردامنه صرفه‌های مقیاس در صنایع با تمرکز کم، بین ۰/۰۷۹- تا ۳/۶ است اما نکته قابل‌توجه اینکه اندازه صرفه‌های مقیاس در سی‌وچهار صنعت با تمرکز کم، کمتر از ۰/۵ است و حتی اندازه صرفه‌های مقیاس(Es) در صنایعی مثل ساخت فراورده‌های پالایش شدهٔ نفت (۱۹۲۰)، تولید وسایل نقلیه موتوری (۲۹۱۰)، تولید قطعات و لوازم الحاقی وسایل نقلیه موتوری (۲۹۳۰)، ساخت آهن و فولاد پایه (۲۴۱۰) نزدیک به صفر است که دلالت بر بهره‌مندی کامل از مزایای مقیاس دارد. با توجه به اندازه این صنایع که بیشترین سهم از کل فروش بخش صنعت را در اختیاردارند، برخورداری این صنایع از صرفه‌های مقیاس معقول به نظر می‌رسد و قدرت انحصاری این صنایع را می‌توان به صرفه‌های مقیاس نسبت داد.

جدول ۷: توزیع فعالیت‌های صنعتی بر حسب اندازه تمرکز (۱۳۹۸)

H	تعداد صنایع	سهم صنایع*	دامنه H	دامنه ES	دامنه لرنر	دامنه اندازه**
۱۸۰۰- (تمرکز کم)	۵۷	۸۹/۸	۱۷۹۳- ۱۹/۶	۰ - ۳/۶	۰/۶۵۹ -۰/۹۹۳	۰/۰۰۲ -۳۱/۹
۱۸۰۰-۲۵۰۰ (تمرکز متوسط)	۴	۱/۰۵۲	۲۲۵۹- ۲۰۱۴	۰/۴ -۰/۸	۰/۸۹ -۰/۹۶	۰/۱۴ -۰/۵۴
۲۵۰۰+ (تمرکز زیاد)	۹	۰/۹۸	۶۸۰۰ - ۲۷۰۸	۰/۵ -۹/۷	۰/۹۵ -۰/۹۹۸	۰/۰۰۲۵ -۰/۷

* سهم صنایع واقع در هر طبقه‌بندی تمرکز از کل فروش بخش صنعت

** دامنه اندازه صنایع واقع در هر طبقه‌بندی تمرکز

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه توزیع فراوانی صنایع برحسب اندازه قدرت انحصاری (شاخص لرنر) مورد بررسی قرار می‌گیرد. مطابق انتظار اندازه شاخص لرنر در تمامی هفتاد صنعت بزرگ موضوع این پژوهش، بسیار بزرگ است به ترتیبی که در هیچ‌یک از این صنایع قدرت انحصاری کمتر از ۰/۵ نیست و علاوه بر این در هشت صنعت قدرت انحصاری بین ۰/۵ – ۰/۹ و در هشتاد و دو صنعت شاخص لرنر بیش از ۰/۹ است. این نتایج دلالت بر آن دارد که در تمامی این صنایع قدرت انحصاری در سطح بالایی است. اگرچه هزینه‌های رفاهی انحصار موضوع این مقاله نیست اما، می‌توان انتظار داشت که در این صنایع مازاد رفاه جامعه در مقایسه با شرایط رقابتی کاهش‌یافته باشد. در این مقاله اندازه قدرت انحصاری برحسب دو شاخص مارک آپ و لرنر در صنایع بزرگ ایران به روش مرز تصادفی ارزیابی شد. اگرچه موضوع مقاله حاضر بررسی عوامل مؤثر بر قدرت انحصاری نیست اما با توجه به ارقام جدول (۸) می‌توان تحلیل مختصری از اندازه قدرت انحصاری و متغیرهایی همچون صرفه‌های مقیاس و تمرکز ارائه کرد. دلایل مختلفی برای قدرت انحصاری مطرح است که از آن جمله می‌توان به‌صرفه‌های مقیاس، تمرکز، ائتلاف و همکاری، رفتارهای استراتژیک همچون ایجاد ظرفیت مازاد و سوءاستفاده از موقعیت مسلط و ... اشاره کرد. همان‌گونه که ملاحظه می شود در شصت‌ودو صنعت چهاررقمی شاخص لرنر بزرگ‌تر از ۰/۹ است که به معنی وجود قدرت انحصاری بسیار بالا در این صنایع است و این صنایع در مجموع ۸۳/۱۶ درصد از کل فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند و به عبارت دیگر در بخش قابل‌توجهی از صنعت عملکرد انحصاری برقرار است.

جدول ۸: توزیع فراوانی شاخص لرنر و سایر متغیرهای بازاری در بخش صنعت ایران (۱۳۹۸)

شاخص لرنر	تعداد صنایع	دامنه لرنر**	دامنه Es	دامنه H	دامنه اندازه صنایع درصد	سهم صنایع درصد*
۰–۰/۵	۰	–	–	–	–	–
۰/۰–۵/۹	۸	۰/۶۵ –۰/۸۹	۰/۰۳۹ –۰/۴۰۷	۶۲/۷ –۲۲۵۹	۰/۲ – ۳/۱۸	۸/۶
۰/۱–۹	۶۲	+۰/۹	۰/۰۷۹ –۹/۷	۱۹/۶ –۶۸۰۰	۰/۰۰۲ – ۳۱/۹	۸۳/۱۶

* سهم صنایع واقع در هر طبقه شاخص لرنر از کل فروش بخش صنعت

** دامنه اندازه صنایع واقع در هر طبقه شاخص لرنر

منبع: یافته‌های پژوهش

در بین صنایع باقدرت انحصاری بالا تنها پنج صنعت با Es <۰/۲ وجود دارد و سهم این پنج

صنعت باقدرت انحصاری و صرفه‌های مقیاس بالا، ۵۰/۴ درصد از کل فروش بخش صنعت است. بنابراین در ۵۰ درصد بخش صنعت (به لحاظ فروش) هم قدرت انحصاری بالای ۰/۹ است و هم از صرفه‌های مقیاس به‌خوبی بهره‌برداری شده است. بر این اساس صرفه‌های مقیاس می‌تواند دلیلی برای قدرت انحصاری در ۵۰ درصد(۵ صنعت) بخش صنعت باشد و قدرت انحصاری بالا در ۵۰ درصد دیگر از صنایع مورد بررسی (۶۵) با احتمال بالا ناشی از سایر متغیرهای رفتاری و ساختاری است.

در جدول (۹) نحوه توزیع صنایع برحسب صرفه‌های مقیاس درج شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تنها در هشت صنعت Es کوچک‌تر از ۰/۲ و به صفر نزدیک است و این به معنی این است که این هشت صنعت نزدیک به بهترین تشکیلات فعالیت می‌کنند. این هشت صنعت ۵۶/۳ درصد از کل فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند که معنی دیگر آن این است صنایعی که از صرفه‌های مقیاس بهره‌مند شده‌اند بیش از پنجاه درصد فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول ۹: توزیع فراوانی صرفه‌های مقیاس و سایر متغیرهای بازاری در بخش صنعت ایران (۱۳۹۸)

صرفه‌های مقیاس Es	تعداد صنایع	دامنه شاخص لرنر	دامنه H	دامنه اندازه صنایع (درصد)	سهم صنایع (درصد)*
۰-۰/۲	۸	۰/۸۳-/۹۷	۳۲/۱۴۰۲-۳	۰/۷ -۳۱ /۹	۵۶/۳
۰/۱-۲	۴۷	۰/۰-۶۵/۹۷	۱۹/۴۳۹۳-۶	۰/۴۴- ۸/۸	۳۴/۵
+۱	۱۵	۰/۰-۹۲/۹۹	۴۳/۹۴ -۶۸۰۰	۰/۰-۰۰۲/۵	۱/۰۲

*: سهم صنایع واقع در هر طبقه شاخص لرنر از کل فروش بخش صنعت

منبع: یافته‌های پژوهش

جالب‌توجه این‌که در تمامی این هشت صنعت که از صرفه‌های مقیاس برخوردار شده‌اند اندازه قدرت انحصاری بالاتر از ۰/۸۳ است. در بین صنایعی که از صرفه‌های مقیاس بالا برخوردار هستند می‌توان به «ساخت فراورده‌های پالایش شده‌ی نفت» (۱۹۲۰) با سهم ۳۱/۹ درصد، صنعت «ساخت آهن‌آلات و فولاد پایه» (۲۴۱۰) با سهم ۱۱/۳ درصد اشاره کرد. هر دو این صنایع درگروِ صنایع باقدرت انحصاری بالا قرار دارند. به‌عبارت‌دیگر می‌توان اظهار داشت که صرفه‌های مقیاس می‌تواند علت بروز انحصار و اعمال قدرت انحصاری در این دو صنعت باشد. صنایعی با ۱> Es >۰/۲ سهمی معادل ۳۴/۵ درصد از فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند. دامنه شاخص لرنر برای این صنایع بین ۰/۶۵ تا ۰/۹ است که این نیز دلالت بر وجود قدرت

انحصاری در این صنایع دارد اما صرفه‌های مقیاس نقش کمتری برای بروز قدرت انحصاری در این صنایع دارد. در پانزده صنعت Es > ۱ است که به معنی آن است که این صنایع از صرفه‌های مقیاس برخوردار نیستند و در شاخه نزولی AC قرار دارند و به دلیل اینکه در مقیاسی بسیار کوچک‌تر از سطح تولید بهینه فعالیت می‌کنند از مزایای صرفه‌های مقیاس برخوردار نیستند وجود قدرت انحصاری در این صنایع به عواملی به غیر از صرفه‌های مقیاس وابسته است.

پس از مطالعه نحوه توزیع صنایع برحسب تمرکز، صرفه‌های مقیاس و قدرت انحصاری ضروری است نحوه توزیع این متغیرها را در صنایع بزرگ‌مقیاس باقدرت انحصاری بسیار بالا بررسی شود تا درک بهتری از قدرت انحصاری در این صنایع فراهم آید. بر این اساس از بین هفتاد صنعت بزرگ‌مقیاس تنها شصت‌ودو صنعت که شاخص لرنر برای آن‌ها بزرگ‌تر از ۰/۹ است در نظر گرفته می شود و سپس توزیع این صنایع بر اساس تمرکز، صرفه‌های مقیاس و اندازه برر سی می‌شود.

جدول ۱۰: نحوه توزیع تمرکز، اندازه بازار و صرفه‌های مقیاس در صنایع با قدرت انحصاری بالاتر از ۰/۹

تمرکز			صرفه‌های مقیاس			اندازه صنعت		
اندازه تمرکز H	تعداد	سهم از کل فروش بخش صنعت	اندازه صرفه‌های مقیاس Es	تعداد صنایع	سهم از کل فروش بخش صنعت	اندازه صنعت (سهم از فروش صنعت)	تعداد	سهم از کل فروش بخش صنعت
۰-۱۸۰۰	۵۰	۸۱/۳	+۱	۱۵	۱/۲	۰-۱	۵۳	۱۵/۸
۱۸۰۰-۲۵۰۰	۳	۰/۸	۱-۰,۲	۲۲	۳۱/۶	۱-۵	۵	۱۰/۱
+۲۵۰۰	۹	۰/۹۸	۰,۲-۰	۵	۵۰/۴	+۵	۴	۵۱/۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به ارقام جدول (۱۰) مشخص است که از بین شصت‌ودو صنعت با شاخص لرنر بزرگ‌تر از ۰/۹ پنجاه صنعت غیرمتمرکز هستند و این صنایع در مجموع ۸۱/۳ درصد از فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند به‌عبارت‌دیگر اگرچه ۸۱ درصد بخش صنعت (به لحاظ فروش) به‌شدت انحصاری است اما به دلیل تمرکز اندک در این صنایع، نمی‌توان قدرت انحصاری را به تمرکز و همکاری نسبت داد و به‌عبارت‌دیگر نظریه مکتب ساختارگرایی در این صنایع مصداق ندارد. سهم صنایع با تمرکز متوسط و بالا نیز بسیار پائین است. مطالعه صنایع باقدرت انحصاری بالا از زاویه صرفه‌های مقیاس دلالت بر آن دارد که از بین صنایع با شاخص لرنر

بزرگ‌تر از ۰/۹ تنها در پنج صنعت Es نزدیک به صفر است و تقریباً از تمامی منافع مقیاس بهره‌مند شده‌اند. این صنایع در مجموع ۵۰ در صد فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند و بنابراین تا حدی می‌توان اطمینان داشت که صرفه‌های مقیاس علت وجود قدرت انحصاری در این پنج صنعت (۵۰ درصد از بخش صنعت به لحاظ فروش) است.

نتایج فوق دلالت بر آن دارد که تنها برای پنج صنعت از میان هفتاد صنعت بزرگ می‌توان قدرت انحصاری را به‌صرفه‌های مقیاس نسبت داد. ضریب همبستگی دو بدو متغیرهای لرنر، تمرکز، صرفه‌های مقیاس و اندازه صنعت نیز تائید کننده نتایج فوق است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود ضریب همبستگی شاخص لرنر و صرفه‌های مقیاس معادل ۰/۳۳ و به لحاظ آماری متفاوت از صفر است. در نتایج قبلی نیز متوجه شدیم که تنها در پنج بنگاه باقدرت انحصاری بالاتر از ۰/۹ صرفه‌های مقیاس بالا است. همچنین ضریب همبستگی شاخص لرنر و تمرکز برابر با ۰/۳۲ بامعنی است.

جدول ۱۱: ضریب همبستگی بین شاخص لرنر، صرفه‌های مقیاس، تمرکز و اندازه صنعت

	شاخص لرنر L	صرفه‌های مقیاس Es	تمرکز H	سهم صنعت S
شاخص لرنر L	۱	۰/۳۳ (۰/۰۰۴۹)	۰/۳۲ (۰/۰۰۵۳)	۰/۰۲۸۹ (۰/۸۱۲)
صرفه‌های مقیاس Es	-	۱	۰/۳۲ (۰,۰۰۵۱)	-۰/۱۶۵ (۰,۱۷۱)
تمرکز H	-	-	۱	-۰/۰۴ (۰/۷۱)

منبع: محاسبات پژوهش

پس از مشخص شدن نتایج این پژوهش مناسب است رابطه بین شدت انحصار و میزان تولید صنایع را بررسی کنیم. طبق ملاحظات نظری انتظار این است که میزان تولید محصول و میزان دسترسی جامعه به کالاها و خدمات در بازارهای انحصاری به‌طور نسبی کمتر از صنایع رقابتی باشد. به عبارت دیگر اگر صنعت و بازار خودروی ایران رقابتی باشد به احتمال زیاد میزان دسترسی مصرف‌کنندگان به خودرو بسیار فراتر از وضع موجود است. البته در این مطالعه این امکان وجود ندارد که میزان تولید یک صنعت معین را در دو حالت رقابتی و انحصاری مقایسه کنیم اما می‌توان میزان تولید صنایع رقابتی و صنایع انحصاری را که در حوزه‌های مختلف و فناوری‌های متفاوت

فعالیت می‌کنند مقایسه کنیم. نتیجه این مقایسه برای دو گروه از صنایع با شدت انحصار بالا و صنایع با انحصار کم در جدول (۱۲) قابل مشاهده است. ارقام مندرج در جدول (۱۲) نیز موید آن است که هرچه انحصار در صنایع و بازارها بیشتر باشد، دسترسی جامعه به کالاها و خدمات کمتر است.

جدول ۱۲: ارزش تولید و اشتغال تعدادی از صنایع با بالاترین و پایین‌ترین شاخص لرنر

	نام صنعت	کد آیسیک	شاخص لرنر	ارزش تولید	اشتغال
صنایع با شدت انحصار بالا	تولید مولدهای بخار، بجز دیگ‌های آب گرم حرارت مرکزی	۲۵۱۳	۰/۹۹۸۱	۱۵۱۰/۲	۲۳۸
	تولید ماشین‌آلات برای تولید منسوجات و البسه و چرم	۲۸۲۶	۰/۹۹۵۳	۳۱۷۵/۲	۲۳۷
	تولید الیاف مصنوعی	۲۰۳۰	۰/۹۹۳۰	۹۳۶۷۸/۳	۶۹۵۲
صنایع با شدت انحصار کم	تولید وسایل نقلیه موتوری	۲۹۱۰	۰/۸۵۲۵	۳۸۸۹۸۰۰/۶	۶۸۶۶۰
	تولید سیمان و آهک و گچ	۲۳۹۴	۰/۸۳۰۷	۱۱۰۶۲۵۹/۸	۳۲۱۸۴
	فرآوری و نگهداری گوشت	۱۰۱۰	۰/۶۵۹۵	۷۹۷۱۱۴/۷	۳۳۱۷۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- جمع‌بندی و تحلیل نتایج

در این مقاله قدرت انحصاری در صنایع بزرگ‌مقیاس ایران بر اساس دو شاخص مارک‌آپ و شاخص لرنر اندازه‌گیری شد و مقادیر این دو شاخص در دوره موردبررسی دلالت بر وجود قدرت انحصاری در این صنایع بود. برای متوسط این صنایع، اندازه مارک آپ برابر ۵/۲۲ و اندازه شاخص لرنر برابر با ۰/۸۳۹ برآورد شد. مقدار این دو شاخص نه‌تنها بر وجود قدرت انحصاری در صنایع بزرگ صحه می‌گذارد بلکه هر دو شاخص بر بالا بودن قدرت انحصاری تأکیددارند. در دوره موردبررسی بیشترین میزان شاخص لرنر مربوط به سال ۱۳۸۸ است. علاوه بر این در مقاله حاضر که صنایع بزرگ ایران به‌طور متوسط در بخش نزولی هزینه متوسط قرار دارند و این امر بر اساس مقدار بازده فزاینده مقیاس یعنی RTS = ۱/۴۷ تائید می‌شود. به‌عبارت‌دیگر اندازه صرفه‌های مقیاس به‌طور متوسط برابر با Es = ۰/۴۷ است. این رقم معرف آن است که هنوز در صنایع بزرگ ایران از تمامی منافع مقیاس استفاده‌نشده است.

تمرکز کلی در صنایع ایران بالا است، از بین هفتاد صنعت بزرگ تنها دو صنعت ۴۳/۳ درصد از کل فروش بخش صنعت را در اختیار داشته‌اند اندازه هر یک از این دو صنعت بزرگ‌تر

از ده درصد است. همچنین یازده صنعت سهمشان از فروش بخش صنعت بیش از ۵ درصد است و این یازده صنعت در مجموع ۸۲/۳ در صد فروش کل بخش صنعت را در اختیاردارند. تمامی ارقام فوق دلالت بر تمرکز کلی بالا در بخش صنعت ایران دارد.

در خصوص ارتباط تمرکز و صرفه‌های مقیاس مشخص شد در صنایع با تمرکز بالا اندازه صرفه‌های مقیاس بسیار اندک است. سهم صنایع متمرکز با صرفه‌های مقیاس اندک تنها ۰/۳۸ از کل فروش بخش صنعت است. از طرف دیگر در صنایع با تمرکز کم که اتفاقاً سهم شان از فروش صنعت بالا می باشد اندازه صرفه‌های مقیاس بالا است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت صرفه‌های مقیاس علت تمرکز بالا نیست.

در شصت و دو صنعت بزرگ شاخص لرنر بزرگ‌تر از ۰/۹ است و این صنایع در مجموع ۸۲ در صد فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند. به عبارت دقیق‌تر بخش قابل توجهی از بخش صنعت (به لحاظ میزان فروش) به‌صورت انحصاری اداره می‌شود.

از میان هفتاد صنعت موردبررسی در این مقاله، اندازه قدرت انحصاری در شصت و دو صنعت بالاتر از ۰/۹ است اما تنها در پنج صنعت صرفه‌های مقیاس بالا است و این پنج صنعت در مجموع ۵۰ درصد از فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند و بنابراین می‌توان اظهار داشت که صرفه‌های مقیاس در این پنج صنعت (۵۰ درصد از فروش بخش صنعت) می‌تواند علت بروز قدرت انحصاری باشد. با توجه به اینکه در صنایع با شاخص لرنر بزرگ‌تر از ۰/۹ اندازه تمرکز در پنجاه صنعت ناچیز است و این صنایع هشتادویک درصد فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند می‌توان نتیجه گرفت قدرت انحصاری در ایران ناشی از تمرکز و همکاری بین بنگاه‌ها نیست و عوامل دیگری دخیل‌اند. بنابراین با توجه به نتایج پژوهش که میزان مارک‌آپ بالایی را درمجموع برای ده صنعت بزرگ ایران که ارزش‌افزوده اصلی بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند و تنها تعداد کمی بنگاه گرداننده حجم بالای فعالیت این صنایع هستند، می‌توان ادعا کرد که با تغییر سیاست‌ها و قوانین رقابتی جهت افزایش تعداد بنگاه‌های فعال در صنایع بزرگ و استفاده بهینه از ظرفیت اقتصادی این بنگاه‌ها برای کاهش تمرکز، و کاهش موانع ورود گامی مؤثر جهت ربودن قدرت انحصاری از چنگال صنایع بزرگ برداشت.

References

Barzegardavin, M., & Yavari, G. (2022). Behavioral Dynamics of Market Power and Price Volatility in the Marketing Chain of Horticultural Products in Iran. *Iranian Journal of Trade Studies*, **27**(105): 1-24. (In Persian).

Bikker, J., & Haaf, K. (2002). Measures of Competition and Concentration in the Banking Industry: A Review of the literature. *Economic & Financial Modelling*, **9**(2): 53- 98.

Bresnahan, T. (1987). Competition and Collusion in the American Automobile Industry: The 1955 Price War. *Journal of Industrial Economics*, 457-482.

Clark, R., Davies. S., & Waterson, M. (1984). The Profitability Concentration Relation Ship: Market Power or Efficiency. *Journal of Industrial Economics*, **32**: 435-50.

Clark, R., & Davies, S. (1982). Market Structure and Price-Cost Margins. *Economica*, **49**: 277-287.

Cowling, K. (1976). On the Oretical Specification of Industrial Structure-Performance Relationships. *European Economic Review*, **8**(1): 1-14.

Cowling, K., & Waterson, M. (1976). Price-Cost Margins and Market Structure. *Economica*, **43**(171): 267- 274.

Dai, J., Wang. X., & Yuan, G. (2020). Market Power and Allocative Efficiency Loss: A Comparative Analysis on China's Tobacco and Food Industries. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*, **10**(3): 327-339.

Dickson, V. (1981). Conjectural Variation Elasticities and Concentration. *Economics Letters*, **7**(3): 281-285.

Domowitz, I., Hubbard. R., & Petersen, B. (1988). Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturin. *Review of Economics and Statistics*, **70**(1): 55-66.

Ehsanfar, M. (2023). Evaluating the Technical Efficiency and Market Power of Qarz Al-Hasna Funds with a Random Border Approach. *Islamic Economics an Banking*, **11**(41): 135-155. (In Persian).

Germeshausen, R., Panke. T., & Wetzel, H. (2020). Firm Characteristics and the Ability to Exercise Market Power: Empirical Evidence from the Iron Ore Market. *Empirical Economics*, **58**: 2223-2247.

Hall, R. (1988). The Relation between Price and Marginal Cost in US Industry. *Journal of Political Economy*, **96**(5): 921-947.

Iwata, G. (1974). Measure Ment of Conjectural Variation in Ligopoly. *Econometricac*, **42**: 947-966.

Khodadadkashi, F. (1999). *Market Structure and Performance: Theory and Its Application in Iran's Industrial Sector* (Vol.1). Tehran: Business Studies and Research Institute. (In Persian).

Khodadadkashi, F. (2010). *Industrial Economics: (Theory and Application)*. (Vol.2). Tehran: Publisher and Editor of Humanities Books University (Samt). (In Persian).

Khodadadkashi, F., Ebadi, J. Kiaalhoseini. S., & Heidari, K. (2017). Measuring Monopoly Power of Manufacturing Industry in Iran: Stochastic Frontier Functions Approach. *Economic Modelling*, **11**(37): 45-62. (In Persian).

Koltay, G., Lorincz. S., & Valletti, T. (2022). Concentration and Competition. *Evidence from Europe and Implications for Policy*.

Koppenberg, M., & Hirsch, S. (2019). Market Power in EU Dairy Processing: Evidence from a Stochastic Frontier Approach.

Koppenberg, M., & Hirsch, S. (2022). Output Market Power and Firm Characteristics in Dairy Processing: Evidence from Three EU Countries. *Journal of Agricultural Economics*, **73**(2): 490-517.

Kumbhakar, S., Baardsen, S. & Lien, G. (2012). A New Method for Estimating Market Power with an Application to Norwegian Sawmilling. *Review of Industrial Organization*, **40**: 109-129.

Kwoka, J., & Ravenscraft, D. J. (1986). Cooperation v. Rivalry: Price-Cost Margins by Line of Business. *Economica*, 351-363.

Lau, L. (1982). On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data. *Economics Letters*, **10**: 93–99.

Lerner, A. (1934). The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power. *Review of Economic Studies*, 157-175.

Lopez, R., He, X., & Azzam, A. (2018). Stochastic Frontier Estimation of Market Power in the Food Industries. *Journal of Agricultural Economics*, **69**(1): 3-17.

Mazumdar, K. (2003). A New Approach to Human Development Index. *Review of Social Economy*, **61**(4): 535-549.

Mikaeeli, S., Noraniazad, S., & Karim, M. (2020). Measuring Markup and Market Power in Iran's Industrial Sector: Stochastic Frontier Approach. *Journal of Industrial Economics Research*, **4**(13): 27-46. (In Persian).

Musau, A., Kumbhakar, S. Mydland, Ø., & Lien, G. (2021). Determinants of Allocative and Technical Inefficiency in Stochastic Frontier Models: An Analysis of Norwegian Electricity Distribution Firms. *European Journal of Operational Research*, **288**(3): 983-991.

Panagiotou, D., & Stavrakoudis, A. (2020). A Stochastic Frontier Analysis Approach for Astimating Market Power in the Major US Meat Export Markets. *Journal of Industry, Competition and Trade*, **20**: 569-586.

Panzar, J., & Rosse, J. (1987). Testing for Monopoly Equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, 443-456.

Perloff, J., Karp, L., & Golan, A. (2007). *Estimating Market Power and Strategies*. Cambridge University Press.

Rahman, M., Pede, V., Balie, J., Pabuayon, I., Yorobe, J., & Mohanty, S. (2021). Assessing the Market Power of Millers and Wholesalers in the Bangladesh Rice Sector. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*, **11**(3): 280-295.

Raper, K., Love, H., & Shumway, C. (2007). Distinguishing the Source of Market Power. *American Journal of Agricultural Economics*, **89**(1): 78-90.

Roeger, W. (1995). Can Imperfect Competition Explain the Difference Between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U.S. Manufacturing. *Journal of Political Economy*, **103**: 316-30.

Solis, L., & Maudos, J. (2008). The Social Costs of Bank Market Power: Evidence from Mexico. *Journal of Comparative Economics*, **36**(3): 467-488.

Tuoi, N., Son, N., & Lethong, P. (2022). Analysis of Farmers' Market Power in the Value Chain of Arabica Coffee in Lam Dong Province, Vietnam. Ho Chi Minh City Open University. *Journal of Science-Economics and Business Administration*, **12**(1): 139-147.

Shahikitash, M., & Nowrowzi, A. (2014). An Investigation of Concentration in Iran Industrial Sector Based on Structural and Non-Structural Model Approaches. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, **3**(11): 49-79. (In Persian).

Shahikitash, M., Khodadad Kashi, F., & Mirbagherijam, M. (2017). Survey of the Dependency Coefficient among Market Structure Indices in the Iranian Manufacturing by the Conditional Vine Copulas Function Approach. *Journal of Economic Studies and Policies*, **4**(1): 29-54. (In Persian).