فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال یازدهم، شماره ۱ «پیاپی ۳۷» بهار ۱۳۹٦، صفحه‌های ٦۲-٤٥)

اندازه‌گیری قدرت انحصاری صنایع تولیدی در ایران: رویکرد توابع تصادفی مرزی

فرهاد خداداد کاشی[*]، جعفر عبادی[**]، سیدضیاءالدین کیاالحسینی[+]، خلیل حیدری[×]

تاریخ دریافت: ۱۳۹٥/۰۸/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٥/۱۲/۰۹

چکیده

هدف این مقاله معرفی یک روش جدید برای تخمین قدرت انحصاری و به‌کارگیری آن برای ۱۳٦ صنعت کارخانه‌ای با کدهای ISIC چهاررقمی طی سال‌های ۱۳۷٤ - ۱۳۹۲ است. روش مورد استفاده رویکرد توابع تصادفی مرزی است. نتایج نشان می‌دهد حدود ۹۸ درصد صنایع ایران مارک‌آپی بین ۱۰ تا ٤۰ درصد و رفتاری غیررقابتی داشته‌اند. همچنین متوسط مارک‌آپ صنایع در ایران طی زمان روندی صعودی داشته و متوسط بازدهی نسبت به مقیاس آن‌ها کاهنده است. بر اساس نتایج، لغو امتیازات خاص داده شده به برخی از صنایع، کاهش تعرفه برای افزایش رقابت خارجی همراه با استانداردهای لازم برای تولید و واردات محصولات صنعتی و گسترش فعالیت‌های صنعتی در قالب تعاونی‌ها توصیه می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: D22, D24, L13.

واژگان کلیدی: تابع تصادفی مرزی، رقابت، قدرت انحصاری، مارک‌آپ، شاخص لرنر.

[*]استاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، پست الکترونیکی: khodadad@pnu.ac.ir

[**]دانشیار اقتصاد دانشگاه تهران، ایران، پست الکترونیکی: Jebadi@ut.ac.ir

[+]استادیار اقتصاد دانشگاه مفید، تهران، ایران، پست الکترونیکی: kiaalhoseini@mofid.ac.ir

[×] دانشجوی دکتری دانشگاه مفید (نویسنده مسئول)، تهران، ایران، پست الکترونیکی: kh.heidary@itsr.ir

۱. مقدمه

بازارهای رقابت کامل به گونه‌ای عمل می‌کنند که تولیدکنندگان با سود اقتصادی صفر، حداکثر مقدار محصول را تولید خواهند نمود. در مقابل، بازارهای انحصاری و انحصار ناقص باعث خواهند شد سطح تولید کاهش یافته در نتیجه قیمت بالاتر از بازارهای رقابتی باشد. در چنین حالتی گفته می‌شود که تولیدکنندگان توانایی دارند قیمت محصول را بالاتر از هزینه نهایی قرار دهند؛ این توانایی، قدرت انحصاری تعریف می‌گردد.

تعیین اندازه قدرت انحصاری به عنوان اخلال‌کننده در نتایج خوب رقابت کامل یکی از موضوعات اصلی و پایه‌ای اقتصاد صنعتی تجربی است. برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری در سطح بازار یا صنعت و یا بنگاه‌ها، رویکردهای مختلفی وجود دارد. همچنین در زمینه اندازه‌گیری قدرت انحصاری، پیشرفت‌های نظری زیادی صورت گرفته است. روش‌های اندازه‌گیری قدرت انحصاری از جنبه‌های مختلف قابل تفکیک می‌باشند. برای مثال آنها را می‌توان به روش‌های پارامتریک و غیرپارامتریک تفکیک کرد. علاوه بر تقسیم‌بندی فوق، روش‌های برآورد قدرت انحصاری به روش‌های ساختاری و غیرساختاری انجام می‌شود. البته هر یک از دو روش پارامتریک و غیرپارامتریک می‌توانند در قالب روش‌های ساختاری یا غیرساختاری قرار گیرند. تاکید روش‌های ساختاری بر این است که تمرکز بازار نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری قدرت بازاری دارد.

روش‌های ساختاری اندازه‌گیری قدرت انحصاری توسط ارودگاه فکری هاروارد استفاده شد. در این روش برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری بر نظریه تاکید نمی‌شود و از مدل‌های موردی استفاده می‌شود. در مقابل، روش‌های غیرساختاری بر نظریه تاکید دارند. این رویکرد با عنوان سازمان صنعتی تجربی جدید[1] از دهه ۱۹۸۰ تا کنون رشد زیادی نموده است؛ به طوری که در حال حاضر رویکرد غالب در اندازه‌گیری قدرت بازار یا قدرت انحصاری است (اسچمالنسی[2]، ۲۰۱۲).

چالش اصلی در برآورد قدرت انحصاری در رویکردهای یاد شده، کمبود اطلاعات آماری است. سوال این است که آیا با داشتن حداقل اطلاعات، امکان برآورد دقیقی از قدرت

[1] New Empirical Industrial Organization
[2] Schmalensee

انحصاری وجود دارد؟ کامبوکار و همکاران[1](۲۰۱۲) برای پاسخ به این سوال روش جدیدی را با استفاده از مدل توابع مرزی تصادفی ارائه کردند که عموما برای برآورد کارآیی و عدم‌کارآیی بنگاه‌ها در چارچوب برآورد توابع تولید، هزینه یا سود استفاده می‌شود. هدف این مقاله معرفی این روش در چارچوب نظریه سازمان صنعتی جدید و کاربرد آن برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری در بین صنایع مختلف ایران است.

اطلاعات آماری از وضعیت ساختار صنایع ایران نشان می‌دهد از مجموع ۱۳٦ رشته فعالیت صنعتی در ایران، ۱۳ رشته فعالیت برتر از نظر تعداد شاغلان (حدود ۱۰ درصد بنگاه‌ها) نزدیک ۷۵ درصد فروش کل بنگاه‌های صنعتی و حدود ٦۵ درصد ارزش افزوده صنعت را به خود اختصاص داده‌اند (مرکز آمار ایران[2]، ۱۳۹۲).

بر این اساس، فرضیه این است که «رفتار تولیدکنندگان صنعتی ایران غیررقابتی است.» به عبارت دیگر، ساختار صنعت ایران انحصاری است. این مقاله می‌کوشد با استفاده از برآورد مارک‌آپ[3]، فرضیه فوق را آزمون کند. در این راستا، در بخش دوم، ادبیات موضوع مربوط به روش‌های برآورد قدرت انحصاری و برخی مطالعات پیشین بیان می‌شود؛ در بخش سوم به روش تحقیق، معرفی مدل و داده‌ها اختصاص یافته است؛ در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق و برآورد مدل شرح داده شده و در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای مقاله ارائه می‌گردد.

۲. مروری بر ادبیات

پس از آنکه جان رابینسون[4](۱۹۳۳) و ادوارد چمبرلین[5](۱۹۳۳) نظریه انحصار چندجانبه را ارائه کردند، لرنر[6](۱۹۳٤) شاخص اندازه‌گیری قدرت انحصاری را مطرح کرد. این شاخص از نسبت شکاف قیمت محصول و هزینه نهایی تولید آن در یک بنگاه یا صنعت به قیمت آن محصول محاسبه می‌شود. مطالعات تجربی فراوانی بعد از مطالعه اوتا[7](۱۹۷٤)، با استفاده از

---

[1] Kumbhakar, Baardsen and Lien

[2] طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر سال ۱۳۹۲.

[3] Markup

[4] Robinson, J.

[5] Chamberlain, E.

[6] Lerner, A. P.

[7] Iwata

تکنیک‌های اقتصادسنجی به منظور برآورد قدرت بازار یا درجه انحصاری صنایع انجام شده است. در این مطالعات، شاخص پایه برای برآورد قدرت انحصاری، شاخص لرنر است. برسن‌هان[1](۱۹۸۹) موج اول مطالعات صنعتی مبتنی بر اقتصادسنجی را «سازمان صنعتی تجربی جدید» (NEIO) نام‌گذاری کرد. بعد از آن، انتشار داده‌های رسمی از یک طرف و پیشرفت تکنیک‌های اقتصادسنجی از سوی دیگر زمینه مطالعات تجربی فراوانی را برای برآورد قدرت انحصاری فراهم نمود. برای مثال الله و همکاران[2](۲۰۱۳)، اسمالنچسی (۲۰۱۲)، اگوریوبریا[3] (۲۰۱۲)، پرلوف و دیگران[4](۲۰۰۷) مروری بر مطالعات مختلف دارند.

در ایران به منظور برآورد قدرت انحصاری بازارها و صنایع، مطالعات مختلفی انجام شده است. شهیکی‌تاش و نوروزی (۱۳۹۳) با بهره‌گیری از مدل غیرساختاری و شاخص لرنر، وضعیت درجه رقابت و انحصار صنایع را با رویکرد پارامتریک مورد ارزیابی قرار داده‌اند. یافته‌های مقاله، انحصار موثر و شکاف میان قیمت محصول و هزینه نهایی را تایید می‌کند. همچنین بررسی روند شاخص لرنر بر بهبود اندک شرایط رقابتی طی دوره مورد بررسی دلالت دارد.

خدادادکاشی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه خود قدرت انحصاری بخش صنعت ایران و اثرات آن را بر رشد اقتصادی با استفاده از رویکرد مارک‌آپ درون‌زا بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در ۹۱ درصد صنایع، بنگاه‌ها به همکاری با یکدیگر می‌پردازند. آنان نتیجه می‌گیرند که رقابت محدود بنگاه‌ها در اقتصاد کشور منجر به کاهش ضریب رشد اقتصادی در ایران شده است. همچنین پژویان و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از رویکرد ناپارامتریک، شکاف بین قیمت و هزینه نهایی را در قالب یک مدل کورونویی بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد حدود ۵۰ درصد صنایع، دارای قدرت انحصاری بوده و توانسته‌اند شکاف معناداری بین قیمت و هزینه نهایی ایجاد کنند.

بررسی برخی از مهم‌ترین مطالعات مربوط به تعیین درجه قدرت انحصاری بازار یا صنایع در سطح بین‌المللی و داخل کشور نشان داد پیشرفت‌های زیادی در بهبود روش‌های تخمین

[1] Bersnahan
[2] Ullah, Ghani and Javed
[3] Aguirregabiria
[4] Perloff, Karp and Golan

قدرت انحصاری، بر مبنای شاخص لرنر شکل گرفته است. از طرف دیگر، مطالعات تجربی که برای شناخت وضعیت رقابت و انحصار صنایع بوده‌اند، همه چالشی در مورد داده‌های در دسترس برای تخمین مدل نظری خود داشته‌اند. اما پیشرفت تکنیک‌ها هنوز چالش کمبود داده‌ها را از بین نبرده است؛ زیرا رفع این چالش عمدتا به موسسات انتشار دهنده آمار مربوط می‌شود. اما آن‌ها نیز عموما با چالش‌های بودجه‌ای مواجه هستند؛ بنابراین، برخی پژوهشگران درصدد برآمده‌اند از تکنیک‌هایی استفاده کنند که نیاز به اطلاعات آماری کمتری داشته باشند. یکی از این نوآوری‌ها برای برآورد قدرت انحصاری، استفاده از توابع مرزی تصادفی است.

کامبوکار و همکاران (۲۰۱۲) پس از بیان چندین ضعف شاخص لرنر در مورد محاسبه قدرت انحصاری مانند در نظر نگرفتن خطاهای بهینه‌یابی، منفی شدن مقدار عددی شاخص در مطالعات تجربی ناشی از ایستا بودن، صادق نبودن فرض بازدهی ثابت به مقیاس در نمونه‌های مورد مطالعه و محدودیت‌های داده‌ای بر هزینه نهایی، تلاش کردند برای غلبه بر ضعف‌های بالا خصوصا چالش کمبود داده‌ای، روشی جدید با استفاده از مدل توابع مرزی تصادفی ارائه کنند که عموما برای برآورد کارآیی و عدم‌کارآیی بنگاه‌ها از طریق برآورد تابع تولید، هزینه یا سود استفاده می‌شود.[۱] استفاده از این روش برای تخمین قدرت انحصاری صنایع در حال گسترش است. برای مثال، اوریا و استاینباکس[۲] (۲۰۱۲) برای بازار الکترسیته کالیفرنیا؛ هانسن و همکاران[۳] (۲۰۱٤) در موسسه اقتصاد انرژی دانشگاه کلن[٤] برای بازار سنگ آهن؛ بایرجی و آزام[٥](۲۰۱٤) برای قدرت انحصاری بانک گرامی و لوپز و همکاران[٦] (۲۰۱٥) برای صنایع غذایی ایالات متحده آمریکا استفاده کرده‌اند.[۷] در بخش سوم، پس از معرفی این روش، از آن برای برآورد قدرت انحصاری صنایع ایران استفاده خواهد شد.

---

[۱] مروری بر مدل‌های تصادفی مرزی و کاربردهای آن را در مطالعات کامبوکار و لووی (۲۰۰۰)، کولی و دیگران (۲۰۰٥)، کامبوکار (۲۰۰٦) و گرین (۲۰۰۹) می‌توان یافت.

[2] Orea and Steinbuks

[3] Germeshausen, Pankeb and Wetzelb

[4] Cologne

[5] Bairagi and Azzam

[6] Lopez, Zheng and Azzam

[۷] قابل توجه است که لوپز و آزام از جمله دانشمندانی هستند که در زمینه مطالعات سازمان صنعتی تجربی جدید دستاوردهای قابل ملاحظه‌ای داشته‌اند و صاحب روش می‌باشند.

۳. روش تحقیق و معرفی مدل

اولین بار لرنر(۱۹۳٤) شاخصی نظری ارائه نمود که بر پایه آن بتوان قدرت بازار را اندازه‌گیری کرد. این شاخص به صورت $L=\frac{P-MC}{P}$، تعریف می‌شود که P، قیمت محصول یا ستانده؛ MC، هزینه نهایی تولید محصول یا ستانده و L، شاخص لرنر است. این شاخص بین صفر و یک تغییر می‌کند. صفر بیانگر رقابت کامل و یک نشان‌دهنده انحصار کامل است. هرچه از صفر به یک نزدیک شویم از درجه رقابت کاسته شده و بر درجه قدرت انحصاری اضافه می‌شود. از آنجا که معمولا MC برای محققان غیرقابل مشاهده است، یک رویکرد برآورد تابع هزینه کل و استفاده از آن برای به‌دست آوردن MC است. مطالعاتی مانند وایر و همکاران[1](۲۰۰۲)، ولفرام[2](۱۹۹۹)، آیگینگر و همکاران[3](۱۹۹۵) این رویکرد را به کارگرفته‌اند. رویکرد دیگر، روش سازمان صنعتی تجربی جدید است که شاخص لرنر را به وسیله تخمین غیرمستقیم هزینه‌نهایی برآورد می‌کند. اسمالنچسی (۲۰۱۲)، اگوریوبریا (۲۰۱۲)، پرلوف و همکاران (۲۰۰۷)، برسن‌هان (۱۹۸۹) این رویکرد را به طور کامل شرح داده‌اند.

محدودیت مهم تخمین مستقیم تابع هزینه و رویکرد سازمان صنعتی تجربی جدید این است که آن‌ها علاوه بر شروط مختلف برای همگنی کالاها و ساختار بازار، نیاز به داده‌های مربوط به مقادیر ستانده و قیمت عوامل تولید دارند که عموما در دسترس نیستند. برای رهایی از این محدودیت استفاده از توابع تصادفی مرزی پیشنهاد می‌گردد. این رویکرد فرض می‌کند که تابع تولید استاندارد به صورت $Y=f(X,T)$ است. که Y ستانده و X برداری از نهاده‌های استفاده شده در تولید ستانده وT شاخص تغییرات تکنولوژی می‌باشد. تابع تولید، تابعی متناهی و غیرمنفی و دارای مشتق دوم می‌باشد. همزاد تابع تولید، یک تابع هزینه کل به صورت $C=g(W,Y,T)$ است که C حداقل هزینه کل و W برداری از قیمت عوامل تولید است. این تابع مثبت و غیرکاهشی درW، Y است. زمانی که بازار رقابتی باشد قیمت برابر هزینه نهایی و مارک‌آپ برابر صفر است. در صورتی که قیمت بزرگ‌تر از هزینه نهایی شود، بازار به سمت انحصار گرایش خواهد داشت. اگر به جای شاخص لرنر از رابطه $\theta=\frac{P-MC}{MC}$، برای محاسبه

[1] Weiher, Sickles and Perloff
[2] Wolfram
[3] Aiginger, Brandner and Wüger

مارک‌آپ استفاده شود.[۱] یک ارزش مثبت برای θ دلالت بر رفتار غیررقابتی در بازار محصول دارد. به عبارت دیگر، مثبت بودن θ به این معنا است که قیمت بزرگ‌تر از هزینه نهایی است.

$$P>MC=\frac{\partial C}{\partial Y} \qquad (۱)$$

چون مقادیر Y و C مثبت هستند با ضرب طرفین رابطه (۱) در نسبت $\frac{Y}{C}$ خواهیم داشت:

$$P\frac{Y}{C}>MC\frac{Y}{C}=\frac{\partial C}{\partial Y}\frac{Y}{C}=\frac{\partial LnC}{\partial LnY} \qquad (۲)$$

از آنجا که $\frac{PY}{C}$ برابر سهم فروش یا ارزش ستانده از هزینه کل است، عموما داده‌های آن در اطلاعات آماری قابل دسترس است. در ادامه برای تبدیل نامعادله (۲) به یک تساوی از پارامتر μ استفاده می‌شود. بنابراین:

$$\frac{PY}{C}=\frac{\partial LnC}{\partial LnY}+\mu \quad , \quad \mu\geq 0 \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) پارامتر غیرمنفی μ، شکاف بین قیمت و هزینه‌نهایی تولید محصول را نشان می‌دهد که قدرت انحصاری یا مارک‌آپ تعریف می‌شود. مارک‌آپ صفر دلالت بر رفتار کاملا رقابتی یا رقابت کامل و مارک‌آپ بزرگ‌تر از صفر نشان‌دهنده رفتار غیررقابتی است. مارک‌آپ به صورت مستقیم از رابطه (۳) قابل محاسبه نیست؛ زیرا اطلاعات کشش هزینه نسبت به تولید در اختیار پژوهشگران نیست. بنابراین نیاز به تخمین غیرمستقیم هزینه‌نهایی است. از طرف دیگر ممکن است مقدار سمت چپ رابطه (۳) به وسیله متغیرهای غیرقابل مشاهده متاثر شده باشد. برای اعمال این اثرات یک عامل خطای متقارن دو طرفه مانند ε در سمت راست رابطه (۳) اضافه می‌گردد.

$$\frac{PY}{C}=\frac{\partial LnC}{\partial LnY}+\mu+\varepsilon \qquad (٤)$$

حال اگر فرض شود که تابع هزینه برای یک بنگاه یا صنعت به صورت $C=g(W,Y,T)$ باشد و در عمل فرم تابع هزینه به شکل تبعی انعطاف‌پذیر ترانسلوگ انتخاب شود، خواهیم داشت:

---

[۱] توجه شود که شاخص لرنر به صورت $L=\frac{P-MC}{P}$ تعریف می‌شود که با θ تعریف شده در این روش متفاوت است؛ اما این دو یک رابطه تناظر یک به یک دارند و بنابراین می‌توان نوشت: $L=\frac{\theta}{1+\theta}$.

$$LnC=\beta_0+\sum\beta_j LnW_j+{}^1/_2\sum\sum\beta_{jk}\,LnW_jLnW_k+\beta_y LnY+ \quad (۵)$$
$${}^1/_2\beta_{yy}(LnY)^2+\sum\sum\beta_{jy}LnW_jLnY+\beta_t T+{}^1/_2\beta_{tt}T^2+\sum\beta_{jt}LnW_jT+\beta_{yT}TLnY$$

در رابطه (۵) تعریف متغیرها همانند گذشته است. از آنجا که هدف این مقاله برآورد مارک‌آپ در رابطه (٤) است، نیاز به برآورد تابع هزینه نیست؛ زیرا اگر از رابطه (۵) نسبت به تولید مشتق گرفته شود، رابطه زیر به دست می‌آید.

$$\frac{\partial LnC}{\partial LnY}=\beta_y+\beta_{yy}LnY+\sum\beta_{jy}\,LnW_j+\beta_{yt}T \quad (٦)$$

قابل توجه است که رابطه (٦) کشش هزینه‌ای را اندازه‌گیری می‌کند که همان معکوس معیار بازدهی به مقیاس (RTS) است. این مفهوم در رابطه (۷) نشان داده شده است.

$$E_{cy}=\frac{\partial LnC}{\partial LnY}=\frac{\partial C}{\partial Y}\frac{Y}{C}=\frac{MC}{AC}=\frac{1}{RTC} \quad (۷)$$

اگر رابطه (٦) در رابطه (٤) جای‌گذاری شود، خواهیم داشت:

$$\frac{PY}{C}=\beta_y+\beta_{yy}LnY+\sum\beta_{jy}\,LnW_j+\beta_{yt}T+\mu+\varepsilon \quad (۸)$$

توجه شود که خطای ترکیبی (μ+ε) در رابطه (۸) دقیقا مشابه جزء خطای تابع هزینه تصادفی مرزی است که جزء خطای μ، یک خطای یک طرفه غیرمنفی است و جزء خطای ε، یک خطای دو طرفه متقارن است؛ بنابراین می‌توان رویکرد توابع تصادفی مرزی را برای تخمین رابطه (۸) به کار گرفت (کامبوکار و لوول[1]، ۲۰۰۰). رویکرد تابع تصادفی مرزی یک روش حداکثرسازی درست‌نمایی[2] است که بر فروض توزیعی زیر برای اجزای خطای تصادفی بنا شده است.

$\mu\approx N^+(o,\sigma_\mu^2)$

$\varepsilon\approx N(o,\sigma_z^2)$

چون فرض شده تابع هزینه در رابطه (۵) همگن از درجه یک در قیمت نهاده‌ها است؛ پس باید $\sum\beta_{jy}=0$ باشد که اعمال آن در رابطه (۸) و گسترش آن، رابطه (۹) را حاصل خواهد کرد:

[1] Kumbhakar and Lovell
[2] Maximum Likelihood Estimation

$$\frac{PY}{C}=\beta_y+\beta_{yy}LnY+\sum_{j=1}^{J-1}\beta_{jy}\,Ln\widetilde{W}_j+\beta_{yt}T+\mu+\varepsilon \qquad (۹)$$

که $\widetilde{W}_j=\frac{W_j}{W_J}$ از تقسیم قیمت تمامی نهاده‌ها به یک نهاده مشخص به دست می‌آید. برای مثال، اگر تنها سه نهاده نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای داشته باشیم، از تقسیم قیمت نهاده‌های سرمایه و واسطه‌ای بر قیمت نهاده نیروی کار عملا قیمت دو عامل به وسیله قیمت نیروی کار نرمال شده است.

از آنجا که مارک‌آپ در روابط بالا به شکل $\theta=\frac{P-MC}{MC}$ تعریف شده است؛ بنابراین می‌توان نشان داد که:

$$\theta=\mu\frac{\partial LnY}{\partial LnC}=\mu\frac{AC}{MC}=\mu\frac{1}{E_{cy}}=\frac{\mu}{\frac{\partial LnC}{\partial LnY}} \qquad (۱۰)$$

بنابراین، پس از تخمین μ و پارامترهای روابط (۹)، از رابطه زیر $\hat{\theta}$ برآورد می‌شود.

$$\hat{\theta}=\frac{\hat{\mu}}{\hat{\beta}+\hat{\beta}_{yy}LnY+\sum\hat{\beta}_{jy}Ln\widetilde{W}_j+\hat{\beta}_{yt}T} \qquad (۱۱)$$

در نهایت با استفاده از $\hat{\theta}$ تخمین زده شده از رابطه (۱۱) می‌توان شاخص لرنر را به شکل زیر محاسبه نمود.

$$\theta=\frac{P\text{-}MC}{MC}=\frac{P}{MC}\text{-}1\rightarrow\theta+1=\frac{P}{MC}$$
$$L=\frac{P-MC}{P}=1-\frac{MC}{P}=1-\frac{1}{1+\theta}=\frac{\theta}{1+\theta} \qquad (۱۲)$$

روش جایگزین برای برآورد رابطه (۹)، استفاده از روش فاره و پرایمنت[1] (۱۹۹۵) یا تابع فاصله‌ای نهاده‌ها به عنوان تابع تبدیلی تابع هزینه است که در این صورت، براساس تابع تبدیلی نهاده‌ای رابطه زیر به دست خواهد آمد:

$$E_{cy}=\alpha_y+\alpha_{yy}LnY+\sum\alpha_{jy}Ln\tilde{x}_j+\alpha_{yt}T \qquad (۱۳)$$

که $\tilde{x}=\frac{x_j}{x_J}$ و $j=1,2,\ldots,J\text{-}1$ می‌باشد. این نسبت از تقسیم مقدار تمامی نهاده‌ها به مقدار یک نهاده مشخص به دست می‌آید. برای مثال، اگر تنها سه نهاده نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای داشته باشیم؛ از تقسیم مقدار نهاده‌های سرمایه و واسطه‌ای بر مقدار نهاده

[1] Färe and Primont

نیروی کار عملا مقادیر دو عامل دیگر به وسیله مقدار نیروی کار نرمال شده است؛ در نتیجه در رابطه (۱۱) به جای مخرج کسر که کشش هزینه‌ای براساس قیمت عوامل است، می‌توان کشش هزینه‌ای را براساس تابع تبدیل(رابطه (۱۳)) جایگزین نمود و مارک‌آپ را به همان روش برآورد کرد.

برای برآورد کشش هزینه‌ای جهت برآورد مارک‌آپ با رویکرد توابع تصادفی مرزی می‌توان از تابع تبدیل فاصله‌ای استفاده کرد. در این مطالعه مدل رگرسیونی تابع تصادفی مرزی برای ۱۳٦ رشته فعالیت (کد چهار رقمی ISIC) و دوره زمانی ۱۳۷٤ – ۱۳۹۲، مرتبط با رابطه (۱۳) به شکل زیر نشان داده می‌شود.

$$(\frac{PY}{C})_{it}=\alpha_y+\alpha_{yy}(LnY)_{it}+\alpha_{kl}LKL_{it}+\alpha_{ml}LML_{it}+\alpha_t T_{it}+\mu_{it}+\varepsilon_{it} \qquad (١٤)$$

که $\frac{PY}{C}$، سهم فروش از هزینه کل؛ Y ستانده؛ LKL، لگاریتم نسبت نهاده سرمایه به نیروی کار؛ LML، لگاریتم نسبت نهاده واسطه‌ای به نیروی کار و T، متغیر روند زمانی است. متغیر وابسته این مدل از داده‌های نسبت ارزش فروش به هزینه کل مربوط به ۱۳٦ کد چهاررقمی ISIC بر اساس داده‌های منتشرشده طرح کارگاه‌های صنعتی۱۰ نفر کارکن و بیشتر مرکز آمار ایران استخراج و محاسبه شده است. متغیرهای توضیحی نیز شامل ارزش ستانده، تعدیل شده با شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت و سه عامل تولید است. تعداد نیروی کار هر کد چهاررقمی، ارزش نهاده‌های واسطه‌ای که شامل انرژی و سایر نهاده‌های واسطه‌ای است. این متغیر با شاخص قیمت مصرف واسطه‌ای مربوط به بخش صنعت تعدیل شده است. نهاده موجودی سرمایه نیز موجود نیست؛ بنابراین برای مقاله حاضر برآورد گردید و با شاخص قیمت سرمایه‌گذاری ناخالص بخش صنعت تعدیل گردید. روش برآورد موجودی سرمایه برای هر کد چهاررقمی در ادامه بیان خواهد شد. همچنین به منظور برآورد مدل یاد شده، ابتدا متغیر نهاده‌های واسطه‌ای و موجودی سرمایه بر تعداد نیروی کار تقسیم گردید، سپس لگاریتم طبیعی این نسبت‌ها در مدل وارد شد. μ_{it} توسط نرم‌افزار برآورد شد و براساس آن می‌توان مارک‌آپ یا $\widehat{\theta}_{it}$ را در هر کد چهاررقمی و برای سال‌های مورد مطالعه برآورد نمود. همچنین به منظور تخمین موجودی سرمایه ابتدا رابطه زیر برآورد شد.

$$I_i=Io_i\exp(\lambda_i)\rightarrow LnI_i=LnIo_i+\lambda_i T \qquad (١٥)$$

پس از برآورد رابطه (۱۵) و آنتی لگاریتم گرفتن از ضرایب $\alpha_i = LnIo_i$ و به دست آوردن λ_i از رابطه $K_o = \frac{Io_i}{\lambda_i+\delta}$ موجودی سرمایه هر کد چهاررقمی در سال ۱۳۷۳ برآورد شد. در نهایت از رابطه زیر موجودی سرمایه خالص طی سال‌های ۱۳۷٤ – ۱۳۹۲ برای ۱۳٦ کد چهاررقمی ISIC محاسبه شد.

$$K_{it}=(1-\delta)K_{it-1}+I_{it} \qquad (۱٦)$$

در ادامه و قبل از تخمین و تحلیل نتایج مدل، گفتنی است مطابق مطالعه بلوتی و همکاران[1] (۲۰۱۲) مدل تصادفی مرزی از لحاظ آماری یک مدل رگرسیونی با خطای ترکیبی است که در چارچوب مرز تولید یا مرز هزینه برآورد می‌شود. همچنین جزء خطای ترکیبی عدم‌کارآیی در این مدل‌ها طی زمان ثابت یا متغیر در نظر گرفته می‌شود. از طرف دیگر، امکان جداسازی اثرات ناهمگنی واحدی مشاهده نشده از جزء عدم‌کارآیی وجود دارد که متناسب با هر کدام از این فروض، روش‌های مختلفی با توجه به داده‌های مقطعی یا تابلویی پیشنهاد شده است. این روش‌ها در یک طیف گسترده قرار می‌گیرند که در یک سر آن روش‌هایی است که تمام اثرات زمانی و غیرقابل مشاهده واحدها را به عدم‌کارآیی منتسب می‌کند آینگر و همکاران[2](۱۹۷۷) و در سر دیگر، طیف روش‌هایی که اثرات ناهمگنی واحدی و تغییر زمانی مشاهده نشده را از عدم‌کارآیی جدا درنظر می‌گیرند گرین[3](۲۰۰۵). با وجود این طیف گسترده از روش‌های برآورد، چون جزء خطای غیرمنفی مارک‌آپ نتیجه تمامی اثرات مشاهده نشده زمانی و واحدی است در یک کاربرد غیرمعمول از مدل تصادفی مرزی کامبوکار و همکاران(۲۰۱۲: ۱۱۵)، جداسازی آن‌ها اهمیت نخواهد داشت. بنابراین رویکرد آینگر و همکاران (۱۹۷۷) برای برآورد مارک‌آپ استفاده شده است.

٤. نتایج تجربی

برای اطمینان از جعلی نبودن برآوردها ابتدا آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[4] متغیرها انجام شد.

---

[1] Pelotti, Daidone, Ilardi and Atella
[2] Aigner, Lovell and Schmidt
[3] Green
[4] Augmented Dickey–Fuller

نتایج نشان داد متغیرها در سطح ایستا هستند. سپس با استفاده از نرم‌افزار استاتا تابع مرزی تصادفی رابطه (١٤) با رویکرد آینگر برآورد شد. قبل از محاسبه مارک‌آپ، این فرضیه بررسی شد که آیا برآورد باید در چارچوب رگرسیون حداقل مربعات معمولی با جزء خطای استاندارد انجام شود یا در قالب تابع تصادفی مرزی؟ آماره چی‌دو مربوط به این فرضیه ($\hat{\mu}_{it}=0$) با مقدار ٧٦٠ و درجه آزادی یک، دلالت بر رد فرضیه صفر دارد؛ بنابراین، مدل باید به صورت تصادفی مرزی برآورد شود. پس از تخمین مدل، $\hat{\mu}_{it}$ و $\hat{y}_{it}$ استخراج گردید. $\hat{\mu}_{it}$، همان جزء خطای غیرمنفی رابطه (١٤) است و $\hat{y}_{it}$ همان کشش هزینه‌ای براساس تابع تبدیل فاصله‌ای بر اساس نهاده‌هاست. از تقسیم این دو پارامتر، مارک‌آپ محاسبه شد. همچنین از معکوس کشش هزینه‌ای، بازدهی به مقیاس به دست آمد.

نتایج برآورد نشان می‌دهد میانگین مارک‌آپ در سطح تمامی کدهای چهاررقمی ISIC برابر با ۲۳ درصد است؛ یعنی، صنایع مختلف قیمت محصولات خود را به طور متوسط ۲۳ درصد بالاتر از هزینه نهایی تعیین کرده‌اند (جدول ۱). به عبارت دیگر، یک رفتار رقابت انحصاری در بخش صنعت ایران وجود دارد. بنابراین، فرضیه مقاله تایید می‌گردد. همچنین میانگین بازدهی به مقیاس (RTS) ۰/۹۵ است که کوچک‌تر از یک است (جدول ۱).

جدول۱. خلاصه نتایج برآورد مارک‌آپ و بازدهی به مقیاس در صنایع ایران

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف استاندارد	حداقل	حداکثر
عامل عدم‌کارآیی	۲۵۱۱	۰/۲٤	۰/۲۱	۰/۰۲	۳/٦٥
مارک‌آپ	۲۵۱۱	۰/۲۳	۰/۲۰	۰/۰۲	۳/۵۷
بازدهی به مقیاس	۲۵۱۱	۰/۹۵	۰/۱۰	۰/۷۸	۳/۳٦

منبع: یافته‌های پژوهش

این یافته نشان می‌دهد صنایع کشور از صرفه‌های ناشی از مقیاس بهره‌مند نیستند. بنابراین سیاست‌گذاران بخش صنعت ایران می‌توانند با فراهم‌سازی بستر اقتصادی گسترش فعالیت‌های صنعتی در قالب تعاونی‌ها و توسعه بازارهای صادراتی، صنایع را به سمت استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس هدایت کنند.

نتایج برآورد مارک‌آپ و شاخص لرنر با رویکرد توابع تصادفی مرزی نشان می‌دهد که در مجموع حدود ۹۸ درصد صنایع، قیمت را بیش از ۲۰ درصد بالاتر از هزینه نهایی تعیین کرده‌اند که رفتاری غیررقابتی داشته‌اند. جزییات این نتایج نشان می‌دهد که ۲/۲ درصد صنایع شامل سه صنعت (یا رشته فعالیت) از مارک آپ کمتر از ۱۰ درصد برخوردار هستند؛ یعنی رفتار رقابتی دارند. ٤۳ درصد صنایع شامل ۵۸ صنعت (یا رشته فعالیت) مارک‌آپ بین ۱۰ تا ۲۰ درصد داشته‌اند.۳۷/۵ درصد صنایع شامل ۱۵ صنعت (یا رشته فعالیت) مارک‌آپ بین ۲۰ تا ۳۰ درصد داشته‌اند. همچنین ۱۷ درصد صنایع شامل ٢٤ صنعت (یا رشته فعالیت) مارک‌آپ بیش از٤۰ درصد داشته‌اند که رفتاری کاملا غیررقابتی را نشان می‌دهد.

این نتایج با مطالعات خداداد و همکاران (۱۳۹۳) که بیان شده ۹۱ درصد صنایع رفتار غیررقابتی دارند، شهیکی تاش و نوروزی (۱۳۹۳) که دلالت بر مارک‌آپ بین ۳۰ تا ٤۰ درصد در اکثر صنایع دارد، همسو می‌باشد. در مقابل، برخی مطالعات مانند پژویان نتیجه‌گیری کرده‌اند که تنها ۵۰ درصد صنایع دارای قدرت انحصاری هستند. این نتیجه از برآورد درصد انحصار در این مقاله کمتر است؛ اما همچنان درصد بالایی از انحصار در صنایع ایران را نشان می‌دهد بنابراین، می‌توان گفت با نتایج این مقاله سازگار است. همچنین منطبق بر واقعیت‌های اقتصادی کشور است. برای مثال، قیمت محصولات تولید داخل همواره بالاتر از محصولات مشابه وارداتی است یا از دست دادن بازارهای صادراتی برخی از محصولات صنعتی به دلیل ناتوانی رقابت قیمتی است یا بهره‌وری پایین عوامل تولید از این جمله است.

جدول ۲. تعداد و درصد فراوانی صنایع بر حسب درصد مارک‌آپ

مارک‌آپ(نسبت قیمت به هزینه نهایی)	تعداد رشته فعالیت(صنعت)	درصد فراوانی
تا ۱۰ درصد	۳	۲/۲
۱۰ تا ۲۰ درصد	۵۸	٤۳/۳
۲۰ تا ۳۰ درصد	۵۱	۳۷/۵
بیش از ۳۰ درصد	٢٤	۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مارک‌آپ رشته فعالیت‌های صنعتی ایران طی سال‌های ۱۳۷٤- ۱۳۹۲ نشان می‌دهد عدد مارک‌آپ به طور متوسط ۱/۲۳ است. یعنی قیمت محصولات صنایع به طور متوسط ۲۳ درصد بالاتر از هزینه نهایی تعیین شده است که نشان‌دهنده یک رفتار رقابت انحصاری در بخش صنعت ایران است. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد برخلاف اهداف تعیین شده در اسناد بالادستی کشور از جمله سند چشم‌انداز ۲۰ ساله و سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی و برنامه‌های توسعه مبنی بر ضرورت گسترش رقابت و جلوگیری از تشدید انحصار، در طی زمان توانایی صنایع در تعیین قیمت بالاتر از هزینه نهایی یا همان قدرت بازار افزایش داشته است؛ به طوری که مارک‌آپ صنایع از متوسط ۲۰ درصد در سال ۱۳۷٤ به متوسط ۲۷ درصد در سال ۱۳۸۵ افزایش یافته است. سپس تا سال ۱۳۸۸ کاهش نشان می‌دهد، دوباره در سال ۱۳۹۲ به ۲۳ درصد افزایش می‌یابد که همچنان بالاتر از درصد مارک‌آپ در سال ۱۳۷٤ است (جدول ۳). بنابراین اقدامات پیش‌بینی شده در قوانین و مقررات فعلی نتوانسته است موثر عمل نماید و سیاست‌های جدیدی برای گسترش رقابت لازم است. برای این منظور، بررسی تجربه کشورهای توسعه‌یافته درس‌های مفیدی برای ایران خواهد داشت.

جدول ۳. متوسط مارک‌آپ صنایع ایران طی سال‌های ۱۳۷٤ - ۱۳۹۲

سال	مارک‌آپ	شاخص لرنر
۱۳۷٤	۱/۲۰	۰/۱۷
۱۳۷۵	۱/۲۲	۰/۱۸
۱۳۷٦	۱/۲۰	۰/۱٦
۱۳۷۷	۱/۲۱	۰/۱۷
۱۳۷۸	۱/۲٤	۰/۲۰
۱۳۷۹	۱/۲۳	۰/۱۸
۱۳۸۰	۱/۲۳	۰/۱۹
۱۳۸۱	۱/۲٤	۰/۱۹
۱۳۸۲	۱/۲۲	۰/۱۸

سال	مارک‌آپ	شاخص لرنر
۱۳۸۳	۱/۲۳	۰/۱۹
۱۳۸٤	۱/۲۵	۰/۲۰
۱۳۸۵	۱/۲۷	۰/۲۱
۱۳۸٦	۱/۲۵	۰/۲۰
۱۳۸۷	۱/۲۵	۰/۲۰
۱۳۸۸	۱/۲۱	۰/۱۷
۱۳۸۹	۱/۲۱	۰/۱۷
۱۳۹۰	۱/۲۱	۰/۱۸
۱۳۹۱	۱/۲٦	۰/۲۱
۱۳۹۲	۱/۲۵	۰/۲۰
میانگین	۱/۲۳	۰/۱۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله از رویکرد پارامتریک توابع تصادفی مرزی برای برآورد قدرت انحصاری صنایع کارخانه‌ای ایران استفاده شده است که در واقع روش جدید و متفاوت از رویکردهای قبلی مانند روش‌های ساختاری و یا سازمان صنعتی کاربردی جدید است. ویژگی این رویکرد آن است که نیاز به حداقل داده‌ها دارد. همچنین نتایج نشان داد که متوسط بازدهی نسبت به مقیاس صنایع در ایران کمتر از یک است و در مجموع، نزدیک ۹۸ درصد صنایع ایران رفتاری غیررقابتی داشته‌اند. همچنین مارک‌آپ صنایع در طی زمان مورد مطالعه، صعودی بوده است. این نتایج با مطالعات خداداد و همکاران (۱۳۹۳) که بیان شده ۹۱ درصد صنایع رفتار غیررقابتی دارند، شهیکی تاش و نوروزی (۱۳۹۳) که دلالت بر مارک‌آپ بین ۳۰ تا ٤۰ درصد در اکثر صنایع دارد، همسو است. در مقابل برخی مطالعات مانند پژویان نتیجه‌گیری کرده‌اند که تنها ۵۰ درصد صنایع دارای قدرت انحصاری می‌باشند.

در هر صورت، یافته‌های مقاله نشان می‌دهد طی سال‌های اخیر بر خلاف تاکید سیاست‌ها و اهداف اسناد بالادستی کشور بر گسترش رقابت و کاهش انحصار، بنگاه‌های صنعتی رفتاری انحصاری داشته‌اند و مهم‌تر از آن قدرت انحصاری آنها طی زمان رو به افزایش بوده است. بر این اساس، ضرورت دارد که سیاست‌های صنعتی موجود در راستای کاهش انحصارات تغییر جهت دهد. برای مثال، امتیازات خاص به برخی از صنایع لغو شود. همچنین با توجه به تجربه مثبت بهبود رقابت، تحت فشار رقبای خارجی توصیه می‌شود برای ایران هم صنایعی که سال‌ها از دوران نوزادیشان گذشته با سیاست کاهش تعرفه‌ها در معرض رقابت خارجی قرار گیرند. در مقابل، استانداردهای مطمئن برای تولید و واردات محصولات صنعتی برقرار شود. در نهایت با توجه به صرفه‌های ناشی از مقیاس پایین صنایع در ایران توصیه می‌شود سیاست‌گذاران با فراهم‌سازی بستر اقتصادی باعث گسترش فعالیت در قالب تعاونی‌ها شده و صنایع را به سمت استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس هدایت کنند.

منابع

- پژویان، جمشید، خداداد کاشی، فرهاد، شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۹۰). ارزیابی شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در صنایع ایران. *مجله اقتصاد مقداری*، (۲٦):۹۵ – ۱۲۱.
- خداداد کاشی، فرهاد، شهیکی تاش، محمدنبی و نورانی آزاد، سمانه (۱۳۹۳). قدرت انحصاری در بخش صنعت و ارزیابی تأثیرات آن بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از رویکرد مارک‌آپ درون‌زا. *فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی*، ۵ (۱۹):۱۱٤–۹۵.
- شهیکی تاش، محمدنبی، نوروزی، علی (۱۳۹۳). محاسبه پارامتریک شاخص لرنر و ارزیابی درجه رقابت و انحصار صنایع ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۸ (۳(۲۷)): ۸۹–۷۱.
- مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، سال‌های ۷٤– ۹۲.
- Aigner, D. K. & Lovell and Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Function Models. *Journal of Econometrics*, 6: 21–37.
- Aguirregabiria,V. (2012). Empirical Industrial Organization: Models, Methods, and Applications. Available:

  https://www.researchgate.net/publication/266868384_Empirical_Industrial_Organization_Models_Methods_and_Applications.

- Aiginger, K. Brandner, P. and Wüger, M. (1995). Measuring market power for some industrial sectors in Austria. *Applied Economics*, 27(4): 369-376.
- Bairagi, S. and A. Azzam. (2014). Does the Grameen Bank Exert Market Power over Borrowers. *Applied Economics Letters*, 21:866-869.
- Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G. and Atella, V. (2012). Stochastic frontier analysis using Stata. CEIS Tor Vergata, Research Paper Series, Vol. 10, Issue 12, No. 251.
- Bresnahan, T. F. (1989). Empirical studies of industries with market power. In R. Schmalensee & R.Willig (Eds.), Handbook of industrial organization, Vol, 2, Amsterdam: Elsevier: 1011-1057.
- Chamberlin, E.H. (1933). The theory of monopolistic competition. Harvard University Press.
- Färe, R., Primont, D. (1995). Multi-output production and duality: Theory and applications. Boston, MA: Kluwer.
- Greene , W. (2005). Fixed and Random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis*, 23: 7-32.
- Germeshausena, R., Pankeb, T. & Wetzelb, H. (2014). Investigating the influence of firm characteristics on the ability to exercise market power - a stochastic frontier analysis approach with an application to the iron ore market. Institute of Energy Economics at the University of Cologne, Working Paper No. 14/17.
- Iwata, G. (1974). Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly. *Econometrica*, 42(5): 947-966.
- Kumbhakar, S. C., Lovell, C. A. K. (2000). Stochastic frontier analysis. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S.C., S. Baardsen, and G. Lien. (2012). A new method for estimating market power with an application to Norwegian sawmilling. *Review of Industrial Organization*, 40: 109-129.
- Lerner, A. P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies*, 1(3): 157-175.
- Lopez, A. Zheng, B. and Azzam, C. (2015). Oligopoly Power in the Food Industries Revisited: A Stochastic Frontier Approach. Association's 2015 AAEA & WAEA Joint Annual Meetings, San Francisco, California, July: 26-28.
- Orea, L. and Steinbuks, J. (2012). Estimating market power in homogenous product markets using a composed error mode: application to the California electricity market. CWPE Working Paper 1220.
- Perloff, J. M. Karp, L. S. & Golan, A. (2007). Estimating market power and strategies. New York, NY: Cambridge University Press.

- Robinson, J. (1933). The economics of imperfect competition. London: Macmillan.
- Schmalensee, R. (2012). On a level with dentists? Reflections on the evolution of industrial organization. *Review of Industrial Organization*, 41 (3): 157-179.
- Ullah, A., Ghani, E. and Javed, A. Y. (2013). Market power and industrial performance in Pakistan. PIDE, Working Paper, 88.
- Weiher, J. C. Sickles, R. C. and Perloff, J. M. (2002). Market power in the US airline industry. In D. J. Slottje (Ed.), *Measuring Market Power*: 309–324.
- Wolfram, C. D. (1999). Measuring market power in the British electricity spot market. *American Economic Review*, 89(4): 805-826.