فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد صنعتی
سال ششم، شماره بیست یکم، پاییز ۱۴۰۱ (۳۳-۱۹)
نوع مقاله: پژوهشی

Quarterly Journal of Industrial Economics Researches
Vol, 6, No, 21, Autumn, 2022(19-33)

تأثیر یارانه ها بر مارک‌آپ بخش صنعت در ایران

زهرا آخانی[۱]، احمد سرلک[۲*]، ابوالفضل سعیدی فر[۳]، غلامعلی حاجی[۴]
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی ، اراک، ایران
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی ، اراک، ایران
۳. استادیار گروه ریاضی و آمار، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی ، اراک، ایران
۴. استادیار گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی ، اراک، ایران

(دریافت : ۱۴۰۱/۰۸/۲۷ :: بازنگری: ۳۰ /۱۴۰۱/۱۰ :: پذیرش: ۰۸ /۱۴۰۱/۱۱)

The Effect of Subsidies on the Mark up of the Industry Sector in Iran

Zahra Akhani[1], Ahmad Sarlak*[2], Abolfazl Saeidifar[3], Gholamali Haji[4]

1.PhD Student in Economic, Deparment of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University ,Arak, Iran

2.Assistant Professor , Deparment of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak , Iran

3.Assistant Professor Deparment of Mathematics and Statistics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran

4.Assistant Professor of Economics, Deparment of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran

(Received: 18/Nov/2022 :: Revised: 20/Jan/2023 :: Accepted: 28/Jan/2023)

چکیده

هدف محوری پژوهش حاضرارزیابی تأثیر یارانه بر عملکرد بازار می‌باشد. بدین منظور از داده‌های ۱۲۲ صنعت چهار رقمی جمع آوری شده توسط مرکز آمار ایران طی سالهای ۱۳۸۱-۱۳۹۸ استفاده شد. در ابتدا، موجودی سرمایه ۱۲۲ صنعت چهار رقمی بر اساس روش نمایی و رابطه کلاین محاسبه شد. برای ارزیابی اندازه مارک آپ و شاخص لرنر به پیروی از رویکرد غیر ساختاری، تابع تولید ترانسلوگ برآورد گردید. در مرحله بعد، ضمن استفاده از مدل پنل دیتا، تأثیر متغیرهایی مثل یارانه، تحقیق و توسعه، مالیات، هزینه آموزش و موجودی سرمایه بر مارک آپ برآورد گردید. نتایج پژوهش دلالت برآن داشت که اولا در بخش صنعت ایران یارانه موجب افزایش قدرت بازار نمی‌شود و ثانیا متغیرهایی همچون تحقیق و توسعه، آموزش و موجودی سرمایه موجب افزایش قدرت بازار و افزایش مالیات به کاهش قدرت بازار منجر شده است.

واژه‌های کلیدی: مارک‌آپ، شاخص لرنر، یارانه ها،
طبقه بندی JEL: L88,H71,L11,L60

Abstract

The main purpose of this paper is to evaluate the impact of subsidy on market performance. To meet this end, the data of 122 four-digit industries collected by the Irani- an Statistics Center during the years 1381-1398 HS were used. At first, the capital stock of 122 four-digit indus- tries was calculated based on the exponential method and Klein's relationship. To evaluate the size of the markup and Lerner's index, following the non-structural ap- proach, the translog production function was estimated. In the next step, while using the panel data model, the impact of variables such as subsidy, research and devel- opment, tax, education cost and capital stock on mark-up was estimated. The results of the research indicated that, firstly, in Iran's Manufacturing sector, subsidies do not lead to market power, and secondly, variables such as re- search and development, education, and capital stock in- crease market power, and tax increases lead to a decrease in market power.

Keywords: Mark Up, Lerner Index, Subsidies
JELClassification: L88,H71,L11,L60

* **نویسنده مسئول:** احمد سرلک
E-mail: a-sarlak@iau-arak.ac.ir

***Corresponding Author:** Ahmad sarlak

مقدمه

یکی از اهداف مهم سیاست‌گذاران در کشورها، به ویژه کشورهای در حال گذار، ایجاد ثبات و فراهم کردن زمینهٔ رشد اقتصادیاست. یارانه‌ها، به‌عنوان یک سیاست صنعتی پرکاربرد، عامل مهمی در توسعهٔ اقتصادی کشورها، به ویژه در مرحلهٔ خیزش اقتصادی یا مراحل اولیهٔ توسعه محسوب می‌شود.

در خصوص یارانه‌ها، از زمان کلاسیک‌ها تاکنون، دیدگاه‌های متفاوتی از سوی اقتصاددانان مطرح شده‌است و مخالفان و موافقان برجسته‌ای در این زمینه وجود دارد. آدام اسمیت، بنیانگذار مکتب کلاسیک‌ها، از مخالفان مهم دخالت دولت در فعالیت‌های اقتصادی بود اما با بروز جنگ‌های مختلف و پدیدار شدن تورم همراه با رکود اقتصادی، اندیشه‌های جدید همچون اندیشه‌های اقتصادی کینز مطرح شد که در آن دولت یکی از مهم‌ترین عوامل تنظیم‌کننده و تعدیل‌کنندهٔ فعالیت‌های اقتصادی مطرح بود. در این زمینه، دولت‌ها سیاست‌های مداخله‌جویانهٔ متعددی از جمله اعطای یارانه را در دستور کار خود قرار داد. به طور کلی، اهداف کلان پرداخت یارانه‌ها عبارتند از: تخصیص بهینهٔ منابع، رشد و ثبات اقتصادی، ایجاد و تثبیت اشتغال، توزیع عادلانهٔ درآمدها و کاهش شکاف دهک‌های درآمدی. در واقع، پرداخت یارانه، نوعی سیاست حمایتی و ابزار اقتصادی محسوب می‌شود (شوارتز و کلایمنت، ۱۹۹۹[1]).

در مجموع یارانه‌ها به اشکال مختلف شامل یارانهٔ نقدی یا کمک‌های نقدی[2]، یارانهٔ اعتباری[3]، مالیاتی[4]، برابری[5]، جنسی[6]، خرید تضمینی کالا[7] و یارانه تنظیمی[8] پرداخت می‌شوند (شوارتز و کلایمنت، ۱۹۹۹).

به دلیل پیچیدگی سنجش میزان یارانه‌ها در کشورها، اعداد شفافی از پرداخت یارانه وجود ندارد و عموماً در کشورها، یارانه‌های مرتبط با پرداخت‌های نقدی، سوخت و انرژی قابل دسترس هستند.

پرداخت یارانه‌های انرژی در کشورهای مختلف جهان نشان داده است که در سال ۲۰۱۹ در ایران از نظر میزان یارانه (۸۶ میلیارد دلار) و همچنین از نظر درصد یارانه از تولید ناخالص داخلی (۱۸٫۷۸ درصد)، در صدر کشورها قرار دارد. چین از لحاظ میزان یارانه و ونزوئلا از لحاظ درصد پرداخت یارانهٔ سوخت به کل تولید ناخالص داخلی در رد دوم و سوم قرار دارند (آژانس بین‌المللی انرژی[9]، ۲۰۲۲).

از آنجایی که حجم بالایی از بودجهٔ برخی دولت‌ها، از جمله ایران، صرف یارانه می‌شود، مطالعهٔ تأثیر یارانه بر متغیرهای کلان و بررسی وضعیت اقتصادی و اجتماعی مردم از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در این راستا، اقتصاددانان و محققان در کشورهای مختلف، مطالعات متعددی از جمله تأثیر یارانه بر بهره‌وری و کارایی بنگاه‌ها، رشد اقتصادی، قدرت بازار وغیره انجام داده‌اند و نتایج با توجه به نوع یارانه و یا تأثیرات آن، متفاوت بوده‌است.

یکی از مهم‌ترین موضوعات در کشورها، بازار و ایجاد فضای رقابتی به منظور بهبود فضای کسب و کار فعالیت‌های اقتصادی است، زیرا از یک طرف، بنگاه‌ها در بازار رقابتی کارایی بیشتری خواهند داشت وکالاها و خدمات خود را با قیمت کمتر و کیفیت بیشتر به دست مصرف‌کننده می‌رسانند. از طرف دیگر، یکی از سیاست‌های دولت‌ها پرداخت یارانه با هدف رشد اقتصادی و کاهش فقر است، که این سیاست قدرت بازار را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. اولین بار شفرد[10] در سال ۱۹۷۲ مطرح کرد که اگرچه پرداخت یارانه‌ها با ملاحظات سیاسی انجام می‌شود، یارانه‌ها در قدرت بازار تأثیرگذارهستند. از آن زمان، مطالعات متعددی انجام شد، ولی سؤالی که تاکنون بدون پاسخ مانده، این است که یارانه‌ها می‌توانند بر قدرت بازار تأثیر مثبت یا منفی بگذارند (دای و لی ، ۲۰۲۰).

در پاسخ به این سؤال باید گفت تأثیر یارانه‌ها بر قدرت بازار ممکن است منجر به ایجادهمبستگی مثبت یا منفی بین یارانه‌ها و قدرت بازار شود.

دیدگاه اول بیان می‌کند که تأثیرگذاری یارانه بر قدرت بازاری مثبت است و دلیل آن کاهش هزینه‌های تولید و افزایش دسترسی بنگاه‌ها به سرمایه است، به عبارت دیگر یارانه‌ها منجر به ایجاد مزیت رقابتی و سودهای نامرئی برای بنگاه‌ها شده‌اند. لذا، در بازار، رقابت ناعادلانه ایجاد می‌شود و تأثیر یارانه بر قدرت بازار

1. Schwartz and Clements
2. Cash subsidies or cash grants
3. Credit subsidies
4. Tax subsidies
5. Equity subsidies
6. In-kind subsidies
7. Procurement subsidies
8. Regulatory subsidies
9. IEA
10. Shepherd

مثبت است. دیدگاه دوم بیان می‌کند که یارانه، به ویژه یارانه‌های تحقیق و توسعه بر نوآوری، می‌تواند به ارتباط مثبت بین یارانه‌ها و قدرت بازار منجر شود، زیرا نوآوری یکی از عوامل ایجاد قدرت انحصاری محسوب می‌شود. مطابق با دیدگاه سوم، در برخی کشورها، برای دستیابی به یارانه، بنگاه‌ها مجبورند با مسئولان ذیربط از طریق رشوه ارتباط ایجاد کنند و این موضوع منجر به افزایش هزینه‌های بنگاه می‌شود و منابعی که می‌توانست به طور کاراتر استفاده شود، هدر می‌رود. لذا، در دیدگاه سوم، تأثیرگذاری یارانه بر بازار، منفی است و حتی به دلیل دسترسی منابع ارزان، تنبلی حاکم بر بنگاه منجر به پدیدهٔ ناکارآمدی می‌شود. همچنین، بنگاه‌ها برای دریافت یارانه‌ها اقدام به تقلب در اعلام آمار و اطلاعات در خصوص میزان اشتغال می‌کنند. برای مثال، به ازای دریافت میزان مشخصی از یارانه، بنگاه بایستی تعدادی اشتغال ایجاد کند ولی واقعیت را پنهان و به نوعی کلاهبرداری می‌کند (ونچی[1] و همکاران، ۲۰۲۲).

در مجموع، در خصوص تأثیر یارانه بر قدرت بازار مباحث زیادی مطرح شده‌است. برخی اعتقاد دارند که یارانه‌ها منجر به ایجاد فضای رقابتی می‌شود و بالعکس برخی دیگر معتقد به ایجاد شرایط ناعادلانه و بازار انحصاری هستند. با توجه به این اختلاف نظر بین اقتصاددانان، بررسی این موضوع بصورت تجربی پیشنهاد شده‌است. از آنجایی‌که بخش صنعت یکی از مهمترین بخش‌های اقتصادی و پیش‌ران سایر بخش‌ها تلقی می‌شود و همچنین، آمار و اطلاعات آن به صورت مدون توسط مرکز آمار برای کارگاه‌هایی با بیش از ۱۰ نفرکارکن جمع‌آوری می‌شود، در این مقاله تأثیرات یارانهٔ بخش صنعت بر قدرت بازار بررسی و تحلیل می‌شود. در راستای اهداف پژوهش حاضر، ابتدا مارک‌آپ صنایع مختلف (با بیش از ۱۰ نفر کارکن)، به تفکیک کد چهار رقمی ISIC برای سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ محاسبه و سپس تأثیرگذاری یارانه‌های پرداختی بر قدرت بازار برآورد می‌شود.

پژوهش حاضر تلاش دارد به این سؤالات پاسخ دهد: آیا یارانه‌ها بر مارک‌آپ صنایع کشور تأثیر مثبت یا منفی دارد؟ میزان تأثیرگذاری یارانه‌ها بر صنعت کشور چقدر است؟ این مقاله در پنج بخش تدوین شده‌است پس از مقدمه، در قسمت دوم، مبانی نظری و روش شناسی و در قسمت سوم، پیشینه پژوهش مرور می‌شود. قسمت چهارم به یافته‌های پژوهش می‌پردازد، و در قسمت پنجم، خلاصه و پیشنهادات بیان خواهد شد.

1. Wenqi

مبانی نظری و روش‌شناسی پژوهش

ازلحاظ نظری، انحصار و قدرت بازاری به دلایل مختلفی ظاهر می‌شود که از آن جمله می‌توان به عوامل ساختاری، همچون وجود صرفهٔ مقیاس، تفاوت کالا، تمرکز بالا، موانع ورود و علل رفتاری، همچون تصمیم بنگاه‌ها راجع‌به همکاری و ائتلاف و توافق در مورد قیمت، مقدار و کیفیت، میزان سرمایه‌گذاری، مخارج تحقیق و توسعه، آموزش، تبلیغات و یارانه‌ها اشاره نمود (دهقانی و همکاران، ۲۰۱۴).

با توجه به اینکه قدرت بازاری به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، یکی از مباحث مهم اقتصاد صنعتی، بحث اندازه‌گیری و سنجش قدرت بازار است که از دیر باز مورد توجه محققان بوده‌است. این موضوع، اولین بار توسط ایواتا[2] (۱۹۷۴) تحت عنوان رویکرد ساختاری مطرح شد و در ادامه محققان دیگری از جمله برسنهان[3]، پرلوف و همکاران[4]، اگوریوبریا[5] و اسمالنچسی[6] آن را تکمیل کردند. علاوه بر آن افرادی نظیر اندرسون[7] (۱۹۷۷)، گلوپ ورابرتز[8] (۱۹۷۹)، برسنهان (۱۹۸۰)، اپلبام[9] (۱۹۸۲)، کابین[10] (۱۹۸۳)، اسلید[11] (۱۹۸۶)، آزام[12] (۱۹۹۷)، شروتر[13] (۱۹۸۸)، لوپز و یو[14] (۱۹۹۳)، هاید و پرلوف روزنبام[15] (۱۹۹۴)، لوپز، آزام و لارن اسپانا[16] (۲۰۰۲)، روش‌های مختلفی برای برآورد سنجش بازار معرفی کردند (نورانی آزاد، ۱۳۹۳).

یکی از معیارهای مناسب ارزیابی عملکرد بازار، شاخص لرنر است، اما به دلیل نبود هزین نهایی (MC) برای محاسبهٔ این شاخص، یکی از چالش‌های مهم، نحوهٔ برآورد هزینهٔ نهایی است چرا که در صنایع کمّی، به طور مستقیم امکان محاسبهٔ هزینه‌های نهایی وجود

2. Iwata
3. Bresnahan
4. Perloff et al.
5. Aguirregabiria
6. Schmalensee
7. Anderson
8. Gollop and Robert
9. Appelbum
10. Caubin
11. Slaed
12. Azzam
13. Schroeter
14. Lopez and You
15. Rosenbaum
16. Lopez, Azzam and Liron Espana

دارد. لذا، عدم وجود هزینهٔ نهایی باعث می‌شود محققان به دنبال ارائهٔ روش‌های برآورد این شاخص باشند، یا از روش‌های جایگزین برای این موضوع استفاده کنند (خدادادکاشی و همکاران، ۱۳۹۷).

از اوایل دههٔ ۱۹۸۰، تلاش گردید که شاخص لرنر بدون تخمین مستقیم هزینهٔ نهایی برآورد شود. در این خصوص، اکثر مطالعات، از رویکرد فرم خلاصه‌شده استفادهکردند. این رویکرد را سامنر[1]، هال[2]، راجر[3]، آغاز کردند و کلتی[4] دی لاکر و وارزینسکی[5] لو و یو[6] توسعه دادند (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۹۶).

شاخص لرنر توسط ابالرنر در سال ۱۹۷۴ مطرح شد. این شاخص بین صفر و یک متغیر است، طوری‌که اگر صنعتی کاملاً رقابتی باشد، قیمت با هزینهٔ نهایی برابر و لذا شاخص لرنر صفر می‌شود، در صورتی‌که این شاخص به عدد یک نزدیک باشد، صنعت با انحصار روبرو است (چن و یو، ۲۰۱۹).

$$L_{jt} = \frac{P_{jt} - M_{jt}}{P_{jt}} \qquad (۱)$$

در رابطه ۱، P_{jt}، قیمت محصول یا ستانده؛ M_{jt} هزینهٔ نهایی تولید محصول یا ستانده؛ و L_{jt} شاخص لرنر محسوب می‌شود.

در رابطه ۱، شاخص لرنر با فرض عدم وجود یارانه تعریف شده است. دولت‌ها به منظور رشد اقتصادی، یارانه‌های مختلفی پرداخت می‌کنند که اثر مستقیم بر کاهش هزینه و یا افزایش درآمد بنگاه دارد. در واقعیت، کسب یارانه‌ها برای بنگاه‌ها بدون هزینه نخواهد بود و بنگاه‌ها برای دریافت یارانه‌ها بعضاً ناچار به پرداخت هزینه در قالب‌های مختلف از جمله رانت، رشوه و... می‌شوند، لذا تأثیر مجموع یارانه بر رفتار بنگاه‌ها و نهایتاً بر ساختار بازار نامشخص است. از این رو، تأثیرات آن بر شاخص لرنر در دو حالت تأثیر یارانه بر قدرت بازار بدون احتساب هزینه‌های اضافه (هزینه رانت و رشوه و...) و در حالت دوم با احتساب هزینهٔ اضافه برای دستیابی به یارانه پرداخته می‌شود:

در مدل اول چن و یو (۲۰۱۹) فرض می‌کنند یارانهٔ پرداختی، نوعی درآمد برای بنگاه محسوب می‌شود، بنابراین تابع سود بدون در نظر گرفتن زمان به صورت زیر خواهد بود:

$$\Pi_j = P_j y_j - C_j\left(y_j\right) + S_j\left(y_j\right) \qquad (۲)$$

در رابطه ۲، تابع سود با احتساب یارانه $S_j\left(y_j\right)$ نوشته شده‌است. یارانه تابعی از ستاندهٔ بنگاه $\left(y_j\right)$ فرض شده‌است. با توجه به اینکه بنگاه‌ها سود خود را ماکزیمم می‌کنند، لذا با شرایط مرتبه اول متناظر (FOC)[7]، خواهیم داشت:

$$MC_J = P_J + y_J\left(\frac{dP_j}{dy}\frac{dy}{dy_j}\right) + \frac{\partial s_j\left(y_j\right)}{\partial y_j} \qquad (۳)$$

در رابطه ۳، y_j ستاندهٔ بنگاه است که از جمع ستاندهٔ بنگاه‌ها $y\Sigma = y_j$ یا همان ستاندهٔ صنعت حاصل می‌شود. رابطه ۳ را به P_j تقسیم کرده و آنگاه رابطه لرنر به صورت رابطه ۴ بدست می‌آید.

$$\frac{P_j - MC_j\left(y_j\right)}{P_j} = -\frac{y_j}{p_j}\left(\frac{dP_j}{dy}\frac{dy}{dy_j}\right) \qquad (۴)$$

$$-\frac{MS(y_j)}{P_j}$$

رابطه ۴ دارای سه حالت زیر است:

در صورتی‌که یارانه وجود نداشته باشد $\mathbf{MS(y_j) = 0}$ همان رابطه ابالرنر حاصل می‌شود:

$$\frac{\boldsymbol{P_j - MC_j\left(y_j\right)}}{\boldsymbol{P_j}} = -\frac{\boldsymbol{y_j}}{\boldsymbol{p_j}}\left(\frac{\boldsymbol{dP_j}}{\boldsymbol{dy}}\frac{\boldsymbol{dy}}{\boldsymbol{dy_j}}\right) \qquad (۵)$$

$\boldsymbol{MS(y_j) > 0}$: این امر نشان می‌دهد که یارانه‌ها ارتباط مثبتی با مقیاس تولید دارند و افزایش یارانه‌ها، رقابت را افزایش می‌دهد. بنگاه‌ها برای دریافت یارانه‌های بیشتر، حجم تولید را افزایش می‌دهند که همین موضوع در نهایت قیمت بازار راکاهش می‌دهد.

$\boldsymbol{MS(y_j) < 0}$: یارانه‌ها با مقیاس تولید رابطه منفی دارند و رقابت را کاهش می‌دهند. بنگاه‌ها اندازهٔ تولید خود را کاهش می‌دهند تا یارانهٔ بیشتری دریافت کنند،

1. Sumner
2. Hall
3. Roeger
4. Kelette
5. De Loecker and Warzynski
6. Lu and Yu
7. First Order Condition

که این امر در نهایت عرضهٔ بازار را برای افزایش قیمت بازار، کاهش می‌دهد

$MS(y_j)=0$: هیچ ارتباطی بین یارانه‌ها و خروجی بازار وجود ندارد. بنابراین، تأثیر یارانه‌ها بر قدرت بازاری بنگاه خنثی است.

در مدل دوم که توسط دای و لی ارائه شده، فرض بر این است که بنگاه‌ها سود خود را ماکزیمم می‌کنند و یارانهٔ دولت، تولید را افزایش می‌دهد و در نهایت سود بنگاه افزایش خواهد یافت. در این مدل، شرط دوم هم اضافه شده‌است. یعنی دستیابی به یارانه برای بنگاه ضمن افزایش درامد، هزینه هم دارد، لذا سود برابر است با مجموع دریافتی منهای هزینه‌های بنگاه: (دای و لی، ۲۰۲۰)

$$\pi_{it}=\left(p_{it}+s_{it}\right)Q_{it}-C_{it}^{1}\left(Q_{it}\right)-C_{it}^{2}\left(S_{it}\right) \quad (۶)$$

در رابطه ۶، s_{it} و p_{it} به ترتیب قیمت‌های هر واحد تولید و هر واحد یارانه، C_{it}^{1} و C_{it}^{2} به ترتیب هزینهٔ تولید وهزینهٔ یارانه هستند. همچنین یارانهٔ کل برابر $S_{it}=s_{it}\cdot Q_{it}$ h و مشتق تابع سود نسبت به تولید به صورت رابطه ۷ بدست می‌آید:

$$\frac{\partial\pi_{it}}{\partial Q_{it}}=\frac{dp}{dQ_{it}}Q_{it}+\left(p_{it}+s_{it}\right)-MC_{it}^{1} \quad (۷)$$
$$-\frac{dC_{it}^{2}\left(S_{it}\right)}{dS_{it}}s_{it}=0$$

بنابر این شاخص لرنر با توجه به رابطهٔ ۷ بدست می‌آید:

$$L_{it}=\frac{p_{ii}-MC_{it}^{1}}{p_{it}}=\frac{1}{\varepsilon_{it}}-\frac{s_{it}}{p_{it}}\left(1-MC_{it}^{2}\right) \quad (۸)$$

در رابطه ۸، $\varepsilon_{it}=-\frac{dp_{it}}{dQ_{it}}\frac{Q_{it}}{p_{it}}$ کشش تقاضا و هزینهٔ نهایی یارانه به شرح رابطه ۹ است:

$$MC_{it}^{2}=\frac{dC_{it}^{2}\left(S_{it}\right)}{dS_{it}} \quad (۹)$$

به طوری‌که MC_{it}^{2} دارای سه حالت زیر است:

$MC_{it}^{2}>1$: در این حالت هزینه‌های رانت و ایجاد ارتباط با دولت برای دستیابی به یارانه بیش از منافع حاصل از یارانه است.

$MC_{it}^{2}=1$: هزینه‌های دستیابی به رانت با منافع حاصل از یارانه برابر است و قدرت بازار با یارانه‌ها تغییر نخواهد کرد.

$0<MC_{it}^{2}<1$ هزینه‌های دستیابی به یارانه، کمتر از افزایش درآمد یک واحد یارانه است و قدرت بازار کمتر از حالت بدون یارانه است

با توجه به روابط فوق رابطهٔ بین یارانه و قدرت بازار با توجه به شرایط هر کشور متفاوت است، ممکن است یارانه تأثیر مثبت، منفی و یا خنثی داشته باشد و بایستی بررسی‌های تجربی در این خصوص انجام گیرد. در ایران به دلیل عدم دسترسی و امکان محاسبهٔ هزینه‌های رانت، در این مطالعه، از فرضیات مدل اول استفاده شده‌است.

برای سنجش شاخص لرنر روش‌های متعددی وجود دارد. در این مطالعه از رویکرد ساختاری و با استفاده از روش تابع تولید، استفاده شده‌است. در رابطه ۱۰، تابع تولید صنعت iام در سال tام به صورت زیر فرض می‌شود:

$$Q_{it}=A_{it}F\left(L_{it},K_{it},M_{it}\right) \quad (۱۰)$$

به طوری‌که Q_{it} تولید صنعت i در سال tام، L_{it} نهادهٔ نیروی کار صنعت i در سال t، K_{it} نهادهٔ موجودی سرمایه صنعت i در سال t؛ M_{it} نهادهٔ واسطه‌ای صنعت i در سال t و A_{it} بهره‌وری کل صنعت i در سال t محسوب می‌شود.

در ادامه با توجه به رابطهٔ میان نهاده‌ها و ستانده‌ها می‌توان مسئلهٔ حداقل سازی هزینه را برای بنگاه iام به صورت رابطه ۱۱ نوشت:

$$\begin{aligned}&\text{Min:}w_{it}L_{it}+r_{it}K_{it}+p_{it}^{m}M_{it} \quad (۱۱)\\&\text{st.:}A_{it}F(L_{it},K_{it},M_{it})\geq Q_{it}\end{aligned}$$

در رابطه ۱۱، p^{m}, r, w به ترتیب قیمت نهادهٔ نیروی کار، قیمت سرمایه و قیمت نهادهٔ واسطه‌ای است، و سایر متغیرها همان تعریف قبلی را دارند. حل مسئله حداقل‌سازی، به روش لاگرانژ و شرط مرتبه اول برای نهادهٔ واسطه‌ای رابطهٔ زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\frac{\partial L}{\partial M}=P_{it}^{m}-\lambda_{it}\frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}}=0\Rightarrow\frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}}=\frac{P_{it}^{m}}{\lambda_{it}} \quad (۱۲)$$

با ضرب دو طرف رابطه ۱۲ در عبارت $\frac{M_{it}}{Q_{it}}$ و سپس ضرب صورت و مخرج طرف راست در P_{it} نتیجه به صورت رابطه ۱۳ خواهد بود:

$$\frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}}\frac{M_{it}}{Q_{it}}=\frac{1}{\lambda_{it}}\frac{P_{it}^{m}M_{it}}{Q_{it}}=\frac{P_{it}}{\lambda_{it}}\frac{P_{it}^{m}M_{it}}{P_{it}Q_{it}} \quad (۱۳)$$

در رابطه ۱۳، P_{it} قیمت نهایی کالای تولیدی صنعت i در زمان t و $\lambda_{it}=\frac{\partial L}{\partial Q_{it}}$ هزینه نهایی تولید صنعت i در زمان t را نشان می‌دهد. در صورتی که قدرت بازار (μ_{it}) به صورت نسبت قیمت به هزینه نهایی یا همان مارک‌آپ صنعت i‌ام در زمان t تعریف شود، آنگاه از روابط فوق رابطه ۱۴ بدست می‌آید خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۹۷):

$$\mu_{it}^{m}=\theta_{it}^{m}\left(a_{it}^{m}\right)^{-1} \quad (۱۴)$$

در رابطه ۱۴، $\theta_{it}^{m}=\frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}}\frac{M_{it}}{Q_{it}}$ کشش ستانده صنعت i‌ام در زمان t نسبت به نهاده‌های واسطه‌ای و $\alpha_{it}^{m}=\frac{P_{it}^{m}M_{it}}{P_{it}Q_{it}}$ سهم مخارج نهادهٔ واسطه‌ای صنعت i‌ام در زمان t از کل درآمد ($P_{it}Q_{it}$) تعریف شده‌است. از آنجا که محاسبه θ_{it}^{m} نیازمند برآورد تابع تولید است، اولین گام در تخمین تابع تولید نیز انتخاب شکل تبعی مناسب است.

در مطالعات تجربی، برای برآورد تابع تولید اشکال مختلفی معرفی شده‌است. انتخاب بین اشکال موجود (کاب داگلاس، کشش جانشینی ثابت، ترانسلوگ و ...) دشوار است اما در اکثر مطالعات تجربی از فرم ترانسلوگ استفاده شده‌است. این شکل از تابع انعطاف‌پذیر بوده، به این مفهوم که با اعمال پیش‌فرض روی بازدهی به مقیاس و کشش جانشینی تکنولوژی امکان تبدیل به فرم‌های دیگر مانند کاب داگلاس یا کشش جانشینی ثابت CES[1] فراهم است. همچنین، در تابع ترانسلوگ مشتق مرتبه دوم را امکان‌پذیر می‌کند. با این حال در شکل اولیهٔ خود اگر هیچ پیش شرطی روی آن اعمال نشده باشد، ممکن است خوش رفتار نباشد به این مفهوم که شرط یکنواختی و تحدب منحنی‌های همسان تولید را تأمین نمی‌کند. به عبارت دیگر، شرط مثبت بودن تولید نهایی هر نهاده و شرط منفی بودن مشتق دوم ستانده نسبت به هر نهاده در نقطه تقریب تأمین نمی‌شود. در چنین حالتی اگر تعداد مشاهدات کافی در فضای نهاده‌ها وجود داشته‌باشد، قید خوش رفتاری تأمین می‌گردد.

همانطور که گفته شد برای برآورد مارک‌آپ با استفاده از کشش تولید صنعت i‌ام در زمان t نسبت به نهادهٔ واسطه‌ای (θ_{it}^{m}) باید یک تابع تولید برآورد نمود که در این مطالعه از فرم ترانسلوگ استفاده شده‌است. این شکل، برای دو نهادهٔ نیروی کار L_{it} و موجودی سرمایه K_{it} به‌عنوان نهاده‌های ثابت (هزینهٔ تعدیل در این دو نهاده بالاست) و نهادهٔ واسطه‌ای M_{it} به‌عنوان نهاده متغیر لحاظ شده‌است و فرم لگاریتمی آن به صورت رابطه ۱۶ می‌باشد:

$$\begin{aligned}LnQ &= \beta_0+\beta_1 LnL_{it}+\beta_2 LnK_{it}\\ &+\beta_3 LnM_{it}+\beta_{11}LnL_{it}LnL_{it}\\ &+\beta_{22}LnK_{it}LnK_{it}+\beta_{33}LnM_{it}LnM_{it}\\ &+\beta_{12}LnL_{it}LnK_{it}+\beta_{13}LnL_{it}LnM_{it}\\ &+\beta_{23}LnK_{it}LnM_{it}+\beta_{23}LnL_{it}LnK_{it}LnM_{it}\\ &+\beta_4 T+\beta_{44}T^2+\beta_{14}LnL_{it}T\\ &+\beta_{24}LnK_{it}T+\beta_{34}LnM_{it}T \quad (۱۵)\end{aligned}$$

در رابطه ۱۵، T متغیر زمان و سایر متغیرها بدین شرح هستند

LnQ	لگاریتم ارزش تولید بخش i در زمان t
LnL_{it}	لگاریتم شاغلان بخش i در زمان t
LnK_{it}	لگاریتم موجودی سرمایه بخش i در زمان t
LnM_{it}	لگاریتم ارزش نهاده بخش i در زمان t
θ_{it}^{m}	کشش تولید نسبت به نهاده واسطه
μ_{it}	مارک‌آپ صنایع بخش i در زمان t

θ_{it}^{m} مشتق مرتبه اول رابطه ۱۶ نسبت به نهادهٔ واسطه‌ای M_{it} است و به صورت رابطه ۱۷ تعریف می‌گردد:

$$\theta_{it}^{m}=\frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}}\frac{M_{it}}{Q_{it}}=\hat{\beta}_3+2\times\hat{\beta}_{33}LnM_{it}+\hat{\beta}_{13}LnL_{it}$$
$$+\hat{\beta}_{23}LnK_{it}+\hat{\beta}_{23}LnL_{it}LnK_{it}+\hat{\beta}_{34}T \quad (۱۶)$$

پس از برآورد ضرایب تابع تولید ترانسلوگ از رابطه ۱۶ و محاسبهٔ کشش تولید نسبت به نهاده واسطه‌ای (θ_{it}^{m})

1. Constant Elasticity of Substitution

از رابطه ۱۶، مارک آپ و شاخص لرنر به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$\mu_{it} = \theta^{m}_{it}(\alpha^{m}_{it})^{-1} \quad (۱۷)$$

$$lerner = \frac{\mu}{\mu+1} \quad (۱۸)$$

به منظور بررسی تأثیر یارانه‌ها بر قدرت بازار و شاخص لرنز از رابطه زیر استفاده شده‌است:

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln SUB_{it} + \beta_3 \ln EDU_{it} + \beta_4 \ln ADV_{it} + \beta_5 \ln RD_{it} + \beta_6 \ln TAX_{it} + \beta_7 \ln LkC_{it} + \mu_i, \quad (۱۹)$$

در رابطه ۱۹، Lit و SUB_{it} به ترتیب شاخص لرنر و یارانهٔ صنعت و LkC_{it} üü $_{it}RD_{it}$, ADV_{it}, EDU_{it}, به ترتیب هزینهٔ آموزش، تحقیق و توسعه، هزینهٔ تبلیغات، سرانهٔ موجودی سرمایه و مالیات است(چن و یو، ۲۰۱۹؛ دای و لی، ۲۰۲۰)

بنابراین در مدل مذکور عواملی نظیر سرمایه‌گذاری، مخارج تحقیق و توسعه، آموزش، تبلیغات، مالیات و یارانه‌ها که باعث ایجاد انحصار و یا کاهش انحصارات می‌شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پیشینهٔ پژوهش

در خصوص تأثیر یارانه بر مارک‌آپ در ایران، تاکنون مطالعه‌ای انجام نشده و تحقیقات موجود صرفاً به اندازه‌گیری مارک‌آپ پرداخته‌است. ولی در منابع خارجی نظریات و مطالعات مختلفی در خصوص تأثیر یارانه بر قدرت بازار وجود دارد. در این خصوص دیدگاه‌های ارائه شده به دو گروه دسته‌بندی می‌گردد. بر اساس دیدگاه اول، تأثیرگذاری یارانه بر قدرت بازار مثبت است، زیرا دسترسی ارزان منابع به شرکتها، این امکان را می‌دهد که با استفاده از یارانه، کارایی خود را ارتقاء و فعالیت‌های تحقیق و توسعه را نیز افزایش دهند، لذا قدرت آنها در بازار افزایش می‌یابد و به سمت انحصاری شدن حرکت خواهند کرد. دیدگاه دوم بیان می‌کند که ممکن است یارانه تأثیر مثبت بر افزایش قدرت بازار داشته‌باشد، ولی با توجه به اینکه یارانه‌ها به‌عنوان منابع ارزان در اختیار بنگاه قرار می‌گیرد، رفتار بنگاه‌ها ناکارامد شده و هزینه‌های بالای دستیابی به یارانه، از جمله رشوه و رانت، کارایی بنگاه را کاهش می‌دهد و بنابراین، اثر یارانه بر قدرت بازار منفی خواهد بود. در صنعت، برایند تأثیرات فوق نامشخص خواهد بود و بستگی به این موضوع دارد که اثر کدامیک بیشتر باشد. در کشورهای مختلف مطالعات متعددی در این خصوص انجام شده‌است که در ذیل به برخی از آنها اشاره می‌شود:

دای و لی[1] مطالعه‌ای در خصوص اثرات یارانهٔ برنج بر قدرت بازار در چین انجام دادند. در مطالعهٔ فوق، که در سطح بنگاه انجام شد، از دیتا پنل استفاده شده‌است و نتایج نشان داد که یارانه باعث تضعیف قدرت بازار می‌شود. آن‌ها اشاره نمودند، در بنگاه‌ها، یارانه‌ها مانند شمشیر دو لبه اثر می‌کنند به طوری‌که یارانه‌ها در نوآوری تأثیر مثبت ولی بر کارایی اثر منفی دارند. لذا، در هر صنعتی که اثریارانه بر نوآوری بیشتر باشد، یارانه بر قدرت بازار تأثیر مثبت دارد و در صورتیکه اثر یارانه بر کاهش کارایی بیشتر باشد، منجر به کاهش قدرت بازار می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یارانه باعث افزایش قدرت بازار نمی‌شود، بلکه برعکس یارانه‌ها قدرت بازار را تضعیف می‌کنند و یکی از دلایل آن وجود رانت و رشوه برای دستیابی به یارانه اشاره شده‌است. زیرا دستیابی به یارانه، هزینه بنگاه را افزایش می‌دهدو ضمن کاهش کارایی احتمالاً بر نوآوری نیز تأثیر مناسبی ندارد (دای و لی، ۲۰۲۰).

یو و وانگ[2] به بررسی مکانیزم اثرات یارانه‌های دولت بر مارک‌آپ بنگاه‌ها پرداختند. داده‌های مورد استفاده در مطالعهٔ مذکور در سطح بنگاه است و ازسال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷ کلیه بنگاه‌های بخش صنعت مورد بررسی قرار گرفت. مدل استفاده شده در این مطالعه پنل دیتا بوده‌است و نتایج نشان می‌دهد که یارانه‌های دولتی به طور قابل توجهی مارک‌آپ را کاهش می‌دهد. با مدل‌های مختلف تأثیر منفی یارانه‌ها بررسی شد. نتایج یافته‌ها نشان داد که ناهمگونی قابل توجهی در تأثیرات منفی یارانه‌ها در بین بنگاه‌های دولتی و خصوصی نیز وجود دارد (یو و وانگ، ۲۰۲۰).

چن و یو[3] در مطالعهٔ خود به بررسی اثر یارانه بر صنایع لبنی پرداختند. بعد از سال ۲۰۰۸، به دلیل امنیت مواد غذایی، صنعت لبنیات چین مورد حمایت همه‌جانبهٔ دولت قرار گرفت. یارانه‌ها یکی از ابزارهای شکل‌دادن به بازار متمرکز با هدف کاهش هزینهٔ تنظیم و سهولت کنترل کیفیت است. در نتیجه، این نگرانی جدی ایجاد شد که

1. Dai and Li
2. Yue and Wang
3. Chen and Yu

یارانه‌ها باعث ایجاد انحصار در صنعت لبنی شود. با استفاده از مدل اقتصاد سنجی و داده‌های پنل در سطح بنگاه، به‌ویژه هشت بنگاه برتر لبنی، این فرضیه آزمون شد که آیا یارانه‌های دولتی، قدرت بازار صنعت لبنیات چین را تقویت می‌کند؟ نتایج تجربی نشان داد که یارانه‌های دولتی تأثیر منفی بر شاخص لرنر برای بنگاه‌های خصوصی منتخب دارند، اما تأثیر معنی‌داری بر بنگاه‌های تحت کنترل دولت ندارند. آن‌ها اشاره نمودند، یارانه‌ها فضای بیشتری را برای بنگاه‌های خصوصی در جهت افزایش مقیاس یا کاهش قیمت فراهم می‌کنند که این موضوع در نهایت قدرت بازار را کاهش می‌دهد(چن و یو، ۲۰۱۹).

سان و همکاران[1] با استفاده از نمونه بنگاه‌های تولیدی ASIF اثر یارانه بر مارک‌آپ صنعت را با استفاده از روش GMM برآورد کردند. آن‌ها دریافتند که مارک‌آپ بنگاه‌های یارانه‌ای کمتر از بنگاه‌های غیر یارانه‌ای است به گونه‌ای که با دو برابر شدن نرخ یارانه، مارک آپ صنایع ۰/۲۱ واحد افزایش می‌یابد (یو و وانگ ۲۰۲۰).

رن و ژانگ[2] تفاوت در مارک‌آپ بین بنگاه‌های یارانه‌ای و غیر یارانه‌ای را اندازه‌گیری کردند. مطالعات آنها در خصوص بنگاه‌های تولید تجهیزات و برای سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۰۷ و با استفاده از پنل دیتا انجام شد. آن‌ها دریافتند که مارک‌آپ بنگاه‌های یارانه‌ای کمتر از مارک‌آپ بنگاه‌های غیر یارانه‌ای بوده‌است. بنابراین، تأیید کردند که یارانه‌ها باعث بهبود رقابت‌پذیری در بنگاه‌های تولیدکنندهٔ تجهیزات نشده است. در عین حال مشاهده نمودندکه یارانه‌های دولتی از طریق افزایش هزینه‌های رانت‌طلبی بنگاه‌ها، مارک‌آپ در سطح بنگاه را کاهش می‌دهد.(رن و ژانگ، ۲۰۱۳).

شنگ و وانگ[3] در مطالعات خود به این نکته پی بردند که مارک‌آپ شرکت‌های صادراتی چین کمتر از شرکت‌های غیر صادراتی بوده و دلیل عمدهٔ آن تخفیف مالیات بلندمدت صادرات و سیاست‌های یارانه‌ای بوده‌است (یو و وانگ، ۲۰۲۰).

دلیس و تسیوناس[4] در مطالعه‌ای به تخمین مشترک قدرت بازاری و کارایی هزینه در بخش بانکی طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۰۷ با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی در اقتصاد آمریکا پرداختند. آن‌ها قدرت بازاری را از حداکثرسازی سود با استفاده از رویکرد سازمان صنعتی تجربی جدید (NEIO)، و کارایی هزینه را از تابع هزینهٔ ترانسلوگ محاسبه نمودند. نتایج پژوهش وجود رفتار نسبتاً رقابتی برخی از بانک‌ها را نشان می‌دهد درحالی‌که بانک‌های دیگر از رفتار رقابتی انحراف دارند. همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد که رابطهٔ منفی بین کارایی هزینه و قدرت بازاری وجود دارد (دلیس و تسیوناس ۲۰۰۹).

در مطالعات داخلی در خصوص تأثیر یارانه‌ها، مطالعه‌ای مشاهده نشد و بیشتر مطالعات در خصوص محاسبه مارک‌آپ و تأثیر تحقیق و توسعه بر مارک‌آپ هستند .

میکائیلی و همکاران در مطالعهٔ اندازه‌گیری مارک‌آپ و قدرت بازاری بر اساس رویکرد مرز تصادفی و شاخص‌های ساختاری در بخش صنعت ایران از داده‌های ۱۳۰ صنعت فعال با کد چهار رقمی ISIC مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۵ استفاده کرده‌است. نتایج تحقیق با بهره‌گیری از معیارهای ساختاری بیانگر شرایط غیررقابتی در بازار صنعتی ایران است، و اکثر صنایع در ساختار انحصار چند جانبه فعالیت می‌کنند (میکاییلی و همکاران، ۱۳۹۹).

نورانی آزاد و خداداد کاشی (۱۳۹۸) در مقالهٔ ارزیابی رابطه ساختار بازار و مخارج تحقیق و توسعه در بخش صنعت ایران رابطه بین شدت تحقیق و توسعه و ساختار بازار در بازارهای صنعتی ایران را مطالعه نمودند. دیدگاه‌های متفاوتی درخصوص ادبیات نظری رابطهٔ بین رقابت و شدت تحقیق و توسعه وجود دارد که از آن‌جمله می‌توان به شومپیتر، ارو، گالبرایت و اکیون اشاره نمود؛ با عنایت به اینکه بین دانشمندان در این خصوص اتفاق نظری وجود ندارد، مناسب است موضوع به صورت تجربی مورد بررسی قرار گیرد. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون دلالت بر آن داشت که در سطوح پایین رقابت و با افزایش تمرکز، میزان تحقیق و توسعه به تدریج افزایش می‌یابد. به‌عبارت دیگر، رابطهٔ مثبت بین تمرکز و تحقیق و توسعه برقرار است اما پس از رسیدن به یک آستانهٔ معین، با افزایش تمرکز، شدت تحقیق و توسعه در صنایع ایران کاهش می‌یابد. بنابر این، در سطوح بالای تمرکز (رقابت کم)، بنگاه‌های مسلط بر بازار تمایل کمتری به تحمل مخارج تحقیق و توسعه دارند. بر این اساس یافته‌های تحقیق با دیدگاه اکیون و همکاران،

1. Sun et al.
2. Ren and Zhang
3. Sheng and Wang
4. Delis and Tesionas

۲۰۰۵؛ حشمی و بیسبروک، ۲۰۱۶ و دهانور و همکاران، ۲۰۱۸ سازگار است. این یافته با واقعیت بخش صنعت ایران نیز سازگاراست (نورانی آزاد و خداداد کاشی، ۱۳۹۸)

خداداد کاشی در مطالعه‌ای با هدف تعیین قدرت انحصاری ۲۲ صنعت غذایی از ۱۳۶ رشته فعالیت صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کدهای چهاررقمی ISIC و بررسی جایگاه صنایع غذایی از نظر پراکندگی قدرت بازار بین رشته فعالیت صنایع غذایی انجام گرفت. در این مقاله از رویکرد غیرساختاری و پارامتریک، لو و یو برای برآورد قدرت انحصاری صنایع استفاده شد. بر اساس نتایج مطالعه، ۳۷ درصد صنایع غذایی، قدرت انحصاری بیش از ۱۰ درصد داشتند. (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۹۷)

اعظمی و همکاران، مارک‌آپ و بازدهی نسبت به مقیاس را برای ۱۹ صنعت کارخانه‌ای ایران در سطح کد دو رقمی ISIC در طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۴ بر اساس دو رهیافت پسماند سولو و ساختاری برآورد کردند. مطابق رهیافت پسماند سولو، فرض نئوکلاسیکی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در ۹۵ درصد صنایع کارخانه‌ای تأیید شد، ضمن اینکه در ۸۴ درصد صنایع کارخانه‌ای قیمت به طور معنی‌داری بیش از هزینهٔ نهایی است، لذا ۸۴ درصد صنایع کشور دارای شرایط انحصاری هستند (اعظمی و همکاران، ۱۳۹۵).

پژویان و همکاران در مطالعهٔ خود به محاسبهٔ شاخص لرنر در ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهاررقمی ISIC طی دوره‌ی ۱۳۸۶- ۱۳۷۴ برای ارزیابی شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در صنایع ایران اقدام نمودند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که در تمامی صنایع ایران شرایط انحصار حاکم بوده است. در برخی از صنایع، این نسبت بسیار بالا و در برخی اندک بوده است. همچنین از ۱۳۱ صنعت بررسی شده، در ۲۷ صنعت، شاخص لرنر و شاخص مارک‌آپ به ترتیب کمتر از ۱۰ در صد و ۱/۱ است. علاوه بر آن، در ۴۷ صنعت، شاخص لرنر بیش از ۲۰ در صد و مارک‌آپ بیش از ۱/۲۵ بوده‌است (پژویان و همکاران، ۱۳۹۰).

یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، به منظور بررسی تأثیر یارانه‌ها بر قدرت بازار، ابتدا شاخص لرنر محاسبه گردید. برای این منظور، ابتدا رابطه ۱۵ برآورد شده و با توجه به نتایج آن و رابطه ۱۷ و ۱۸ شاخص لرنر بدست آمده است. به منظور برآورد رابطه ۱۶ از داده‌های صنایع با بیش از ۱۰ نفر کارکن کشور در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ و از روش پنل دیتا استفاده شده‌است. در این مدل، ۱۲۲ کد چهار رقمی ISIC زیر بخش صنعتی با بیش از ۱۰ کارکن کشور به‌عنوان مقاطع تعریف می‌شوند.

لازم به ذکر است، به منظور برآورد تابع تولید، نیاز به داده‌های موجودی سرمایه است و از آنجایی‌که، داده‌های متغیر موجودی سرمایه به تفکیک کدهای چهار رقمی صنعت در آمار رسمی وجود ندارد، لذا بایستی آن را برآورد نمود. در این تحقیق برای محاسبهٔ موجودی سرمایه از روش نمایی استفاده شده است. در روش نمایی، ابتدا با استفاده از داده‌های سرمایه گذاری در سال‌های مختلف (۱۳۹۸-۱۳۸۱) و به تفکیک ۱۲۲ کد چهار رقمی، رابطه ۲۰ برآورد می‌شود:

$$I_i = I_{it}e^{it} \rightarrow LnI_i = Ln\boldsymbol{I}_0 + \lambda T + u_i \qquad (۲۰)$$

با اخذ آنتی لگاریتم از عرض از مبدأ رابطه ۲۰ و تقسیم آن بر میزان رشد سرمایه‌گذاری (ضریب متغیر زمان در رابطه ۲۰) موجودی سرمایه در سال پایه (K_0) بدون احتساب استهلاک) بدست می‌آید:

$$K_0 = \frac{\boldsymbol{I}_0}{\lambda} \qquad (۲۱)$$

پس از محاسبهٔ موجودی سرمایه در سال پایه، برای به دست آوردن موجودی سرمایه در سال‌های بعد، از رابطه کلاین[1] استفاده می‌شود:

$$K_t = K_0 + \sum_{i=1}^{t}\left(I - D\right)_i \qquad (۲۲)$$

در رابطه ۲۲، ضریب استهلاک (D) در صنایع، طبق مطالعات انجام‌شده، ۰/۰۴ درصد در نظر گرفته شده‌است (کیانی و همکاران، ۱۳۹۴).

برای برآورد رابطه ۱۵، از روش پنل دیتا در سطح کدهای چهار رقمی ISIC در سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۱ استفاده شده و مراحل تخمین کار به شرح ذیل است:

1. Klain

جدول ۱. آمار توصیفی داده‌ها برای تابع تولید

شرح	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف استاندارد
LQ	۱۵/۳	۱۵/۴	۲۰/۷	۸/۸	۱/۸
LL	۸/۷	۸/۸	۱۱/۶	۴/۴	۱/۴
LL2	۷۶/۹	۷۷/۹	۱/۱۳۵	۱۹	۲۴
LK	۱۴/۷	۱۴/۸	۱۹/۴	۶/۷	۱/۹
LK2	۲۱۸/۸	۲۱۸	۳۴۷/۷	۴۴/۸	۵۴
LM	۱۴/۸	۱۵	۲۰/۶	۷/۴	۱/۹
LM2	۲۲۲/۳	۲۲۴/۴	۴۲۵/۹	۵۵/۲	۵۴/۴
LLLK	۱۲۹/۲	۱۲۸/۸	۲۱۸/۲	۴۱	۳۵/۱
LMLK	۲۲۰	۲۱۹/۹	۳۸۵/۹	۶۵/۹	۵۳/۱
LMLL	۱۳۰/۴	۱۳۱/۵	۲۲۴/۸	۳۶/۴	۳۶
KLLLLM	۱۹۷۲	۱۹۴۰	۴۱۹۹	۳۸۷	۷۴۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون ریشه واحد از روش لوین لین چو[1] انجام شده و برای کلیه متغیرها مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ است. لذا متغیرها مانا هستند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرها

نام متغیرها	آماره	احتمال
LnQ	-۲/۵۵۶۵	۰/۰۰۵۳
LnL	-۴/۱۶۵۷۹	۰/۰۰۰۰
LnM	-۲/۸۵۱۱۵	۰/۰۰۲۲
LnK	-۲/۳۴۴۴۳	۰/۰۰۹۶
LnL*Lnl	-۳/۹۶۷۲۲	۰۰۰۰۰
Lnk*LnK	-۲/۲۳۳۴۵	۰/۰۱۲۸
LnM*LnM	۲/۷۶۳۵۶	۰/۰۰۲۹
LnL*Lnk	۳/۶۳۲۳۷	۰/۰۰۰۱
LnL*LnM	۳/۵۵۷۴۱	۰/۰۰۰۲
LnK*LnM	۳/۲۶۰۰۲	۰/۰۰۰۶
LnK*LnMLnL*	۳/۵۰۰۷۸	۰/۰۰۰۲
T*LnK	۱۲/۸۸۵۴	۰/۰۰۰۰
T*LnL	۴/۲۶۲۰۷	۰/۰۰۰۰
T*LnM	۲/۰۶۳۷۳	۰/۰۱۹۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای آزمون معنی‌دار بودن داده‌های پنل از آزمون F لیمر استفاده می‌شود نتایج حاصل نشان می‌دهد که مدل تجمیعی یا پول[2] (مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵) نیست و مدل اثراتی دارد (جدول ۳). با توجه به اینکه مدل پنل است، باید از آزمون هاسمن جهت تعیین اثرات ثابت یا تصادفی استفاده گردد. نتایج نشان می‌دهد، مقدار احتمال بیشتر از ۰/۰۵ است و لذا فرض مدل با اثرات تصادفی، رد نمی‌شود و مدل اثرات تصادفی دارد (جدول ۴).

جدول ۳. نتایج آماره F لیمر برای تابع تولید ترانسلوگ

شرح	آماره	درجه آزادی	احتمال
مقطعی F[3]	۱۵/۵	۱۲۰ (۲۰۴۱ مشاهده)	۰/۰۰۰
کای دو مقطعی[4]	۱۴۱۰/۵۵	۱۲۰	۰/۰۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج آماره هاسمن برای تست اثرات

شرح	آماره چی دو	درجه آزادی چی دو	احتمال
مقطعی تصادفی[5]	۰۰۰۰۰	۱۵	۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای آزمون ناهمسانی واریانس، از آزمون وایت استفاده شده است، با توجه به اینکه مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ است، همسانی واریانس رد و ناهمسانی واریانس وجود دارد. لذا از شیوهٔ GLS برای برآورد استفاده می‌شود،

جدول ۵. نتایج آزمون وایت برای تابع تولید

آماره F	۶/۰۹	احتمال F(۷۳)	۰/۰۰۰۰
R^2 مشاهدات	۳۸۰	احتمال کای دو (۷۳)	۰/۰۰۰۰
مقیاس گسترش یافته[6]	۱۰۰۵/۶۸	احتمال کای دو (۷۳)	۰/۰۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد ضرایب و آماره t، مدل تابع تولید ترانسلوگ به شرح جدول ۶ است.

1. Levin, Lin and Chu
2. Pool
3. Cross-section F
4. Cross-section Chi-square
5. Cross-section random
6. Scaled explained SS

جدول ۶. نتایج برآورد تابع تولید ترانسلوگ

متغیرها	ضرایب	آماره t
LK	-۰/۴۳	-۴/۹۷
LK2	۰/۰۰۸	۳/۴۲
LL	۰/۳۵۷	-۲/۲۲
LL2	۰/۰۱۱	۱/۸۶
LM	۰/۳۹۵	۴/۲۱
LM2	۰/۰۱۷	۴/۵۵
LKLL	۰/۰۵۷	۴/۶۷
MLKL	۰/۰۱۴	۲/۰۸
LMLL	۰/۰۱۷	۲/۰۷۸۷
KLMLLL	-۰/۰۰۳۵	۱/۳۶۲۹
T	-۰/۰۱۱۹	-۵/۲۳۶۹
TT	۰	-۲/۷۶۹۳
TLK	۰/۰۰۲۲	۰/۶۱۶۵
TLL	۰/۰۰۰۴	۳/۳۸۳
TLM	-۰/۰۰۱۱	۰/۸۷۰۷
C	۶/۷۲۵۲	-۱/۹۶۶۴
R^2	۰/۹۹	
تعدیل شده R^2	۰/۹۹	
F	۶۵۹۰	۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مدل در حالت کلی معنادار است زیرا احتمال آماره F کمتر از ۰/۰۵ است. طبق نتایج، آماره t در متغیرهای TLK، KLMLLL و TLM معنی‌دار نبوده و سایر متغیرها معنی‌دار هستند زیرا مقدار احتمال آنها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد. از آنجا که R2 تعدیل‌شدهٔ مدل، ۰/۹۹ است، نشان می‌دهد ۹۹ درصد متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل مدل توضیح داده شده‌است. با توجه به نتایج برآوردها، رابطه ۱۷ به شرح رابطه ۲۳ بازنویسی می‌شود:

$$\theta_{it}^{m}=0/395+2*0/017LMit+0/014LnKit +0/017LnLit-0/0035LnKitLnLit-0/0011T \quad (۲۳)$$

با توجه به نتایج رابطه ۲۳، مارک‌آپ و شاخص لرنر برای سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ به تفکیک کدهای چهار رقمی ISIC محاسبه می‌شود.

به منظور برآورد رابطه ۱۹، علاوه بر داده‌های شاخص لرنر، نیاز به داده‌های یارانه است. یارانه‌های پرداختی به صنعت شامل انواع وام‌های کم بهره، گرنت‌های اعطایی به بخش تحقیقات، معافیت‌های بیمه و مالیات، استمهال بدهی‌ها و... است که در آمارهای رسمی برای کدهای چهار رقمی ISIC بخش صنعت وجود ندارد، حتی بعضاً در سطح کلان نیز چنین آماری متاسفانه منتشر نمی‌شود. با توجه به اینکه، در ایران سهم بالایی از یارانه‌های پرداختی به یارانهٔ انرژی اختصاص دارد، و از طرفی داده‌های سایر یارانه‌ها (از جمله تخفیف‌های مالیاتی، یارانهٔ نرخ بهره و ...) موجود نبوده و امکان برآورد آن میسر نیست، لذا از یارانهٔ انرژی در بخش صنعت استفاده می‌گردد. به این منظور، از داده‌های یارانه محاسباتی بخش صنعت در ترازنامه‌های انرژی و ترازنامه هیدروکربوری سال‌های مختلف استفاده شده‌است. در ترازنامه‌های مذکور، یارانه‌ها را با توجه به تفاوت قیمت صادراتی یا فوب خلیج فارس و قیمت داخلی و میزان مصرف در بخش صنعت یارانه‌ها محاسبه شده است. از آنجایی‌که ارزش سوخت به تفکیک کدهای چهار رقمی موجود بوده‌است، یارانهٔ مذکور به تفکیک کدهای چهاررقمی توزیع گردید.

اطلاعات هزینه‌های آموزش، مالیات مستقیم، هزینهٔ تحقیق و توسعه و هزینهٔ تبلیغات در سطح کدهای چهار رقمی در سال‌های مورد مطالعه به طور مستقیم از نتایج آمارگیری سرشماری کارگاهی با بیش از ۱۰ نفر کارکن کشور به دست آمده و سرانه موجودی سرمایه از روش نمایی و رابطهٔ کلاین محاسبه شده‌است. کلیه متغیرها با استفاده از شاخص‌های ضمنی[۱]، به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ تبدیل شده و شکل لگاریتمی آن بکار رفته‌است. (حسابهای ملی ایران)

با توجه به نتایج محاسبات شاخص لرنر و سایر متغیرهای مستقل و وابسته، رابطه ۱۹ تأثیرات یارانه بر مارک‌آپ قابل برآورد است. مراحل برآورد و نتایج به شرح ذیل است:

۱. از اطلاعات حساب‌های ملی مرکز آمار ایران، برای داده‌هایی که جنبه هزینه‌ای دارند از ارزش نهاده جاری به ارزش نهاده ثابت (در سطح کدهای دو رقمی ایسیک) به عنوان شاخص ضمنی استفاده شده‌است و برای داده‌هایی که جنبه درآمدی دارند از شاخص ضمنی نسبت ارزش ستانده ثابت به ارزش ستانده جاری استفاده شده است.. همچنین برای تورم‌زدایی داده‌های سرمایه‌گذاری نیز از شاخص ضمنی ارزش سرمایه‌گذاری جاری به ارزش سرمایه‌گذاری ثابت استفاده شده‌است.

جدول ۷. آمار توصیفی برای مدل بررسی اثرات یارانه بر مارک‌آپ

شرح متغیرها	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم
LEDU	۶/۸۳	۶/۹۶	۱۳/۲۲	-۰/۲۳
LKC	۱۰/۱۲	۹/۹۳	۱۵/۸۳	۶/۱۲
LL	-۰/۶	-۰/۶۱	-۰/۰۸۰	-۳/۲۹
LR$D	۸	۸/۱۶	۱۳/۲۸	۰
LSUB	۱۲/۲	۱۲/۲۰	۱۷/۸۸	۶/۴۸
LADV	۴/۴۹	۹/۵۷	۱۴/۰۵	۱/۶۷
LTAX	۹/۹۳	۱۰/۰۹	۱۵/۷۶	۱/۱۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

LEDU: لگاریتم آموزش، LL: لگاریتم شاخص لرنر
LKC: لگاریتم موجودی سرمایه سرانه (موجودی سرمایه تقسیم بر تعداد کارگاه)
LR$D: لگاریتم تحقیق و توسعه،
LSUB: لگاریتم یارانه
LADV: لگاریتم تبلیغات
LTAX: لگاریتم مالیات

آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل، از روش لوین لین چو انجام شده و برای کلیه متغیرها مقدار احتمال کمتراز ۰/۰۵ است، لذا متغیرها مانا هستند.

جدول ۸. آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل بررسی اثرات یارانه بر مارک‌آپ

نام متغیرها	آماره	احتمال
LEDU	۵۸/۵۷۴	۰/۰۰۰۰
LKC	-۳/۳۹	۰/۰۰۰۲
LR$D	-۱۵/۰۹۵۸	۰/۰۰۰۰
LSUB	-۹/۲۴۲۳۸	۰/۰۰۰۰
LADV	-۹/۰۰۱۴۱	۰/۰۰۰۰
LTAX	-۱۲/۵۳۵	۰/۰۰۰۰
Ltablighat	-۸/۶۵۵۱	۰/۰۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون F لیمر نشان می‌دهد که مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ است. لذا، مدل تجمیعی یا پول نیست. با توجه به اینکه مدل پنل است، لذا نوع اثرات آن باید از آزمون هاسمن مشخص گردد. نتایج مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ است، و فرض اثرات تصادفی مدل رد می‌شود. لذا، مدل دارای اثرات ثابت است.

جدول ۹. نتایج آماره F لیمر برای مدل تأثیر یارانه بر مارک‌آپ

شرح	آماره	درجه آزادی	احتمال
مقطعی F	۱۱/۷۳	۱۲۰،۱۸۹۸	۰۰۰۰
کای دو مقطعی	۱۱۲۳/۵	۱۲۰	۰۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. نتایج آماره هاسمن برای تست اثرات تصادفی

شرح	آماره چی دو	درجه آزادی چی دو	احتمال
مقطعی تصادفی	۳۷/۴۳	۶	۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای موضوع هم‌خطی از آزمون عامل تورم واریانس[1] استفاده شده‌است و با توجه به اینکه مقدارآماره آزمون کمتر از ۵ است هم‌خطی وجود ندارد.

جدول ۱۱. نتایج آزمون VIF برای آزمون هم‌خطی

شرح	آزمون عامل تورم واریانس
LKC	۱/۳
LEDU	۳/۹
LR$D	۰/۲۳
LSUB	۳/۱۴
LADV	۳/۱۴
LTAX	۳/۲۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون وایت[2] نشان می‌دهد، مدل ناهمسانی واریانس دارد.، لذا شیوهٔ برآورد GLS خواهد بود. مدل با اثرات ثابت و از شیوهٔ برآورد GLS و به شکل پنل دیتا در سطح کدهای چهار رقمی ISIC در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ برآورد شده‌است. کلیه متغیرها معنی‌دار است و مدل در حالت کلی نیز معنی‌دار است زیرا مقدار احتمال F کمتر از ۰/۰۵ است. نتایج در جدول ۱۲ آورده شده‌است:

1. VIF Center

۲. برای آزمون ناهمسانی واریانس، مدل را در حالت غیر پانل برآورد و از آزمون وایت برای سنجش ناهمسانی واریانس استفاده شده است.

جدول ۱۲. نتایج ضرایب و آماره t
برای مدل بررسی اثرات یارانه بر مارک‌آپ

شرح	Q ضریب	آماره t	احتمال
LKC	۰/۰۱۸	۵/۳	۰/۰۰۰۰
LEDU	۰/۰۱۵	۷/۵	۰/۰۰۰۰
LR$D	۰/۰۰۹۶	۴/۳۸	۰/۰۰۰۰
LSUB	-۰/۰۱۷۳	-۶/۵	۰/۰۰۰۰
LTAX	-۰/۰۰۶۸	-۳/۵	۰/۰۰۰۴
LADV	۰/۰۱۲۴	۴/۶۶	۰/۰۰۰۰
C	-۰/۰۸	-۱۶/۷	۱
R^2	۰/۴۸	آماره F	۱۴/۳
R^2 تعدیل شده	۰/۴۸	آماره دوربین واتسون	۰/۸۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول ۱۲ مشاهده می‌گردد، مدل در حالت کلی معنی‌دار است و متغیرها نیز با توجه به آماره t معنی‌دار هستند و به طور کلی مدل تأیید می‌شود.

نتایج مدل نشان می‌دهد که رابطه بین شاخص لرنر و یارانه‌های پرداختی منفی است. مطابق نتایج، یک درصد افزایش در یارانه‌ها، به میزان ۰/۰۱۷۳ درصد از قدرت بازارمی‌کاهد. مطالعات مربوط به اثرات یارانه نشان داده‌است که یارانه به دلیل تأثیر مثبت در نوآوری و تأثیر منفی در کارایی، به‌عنوان یک شمشیر دولبه در نظر گرفته می‌شود، نتایج مطالعهٔ حاضر نشان می‌دهد، یارانه در بخش صنعت ایران، باعث افزایش قدرت بازار بنگاه‌ها نمی‌شوند، بلکه قدرت بازار را تضعیف می‌کنند. زیرا تأثیر یارانه بر نوآوری کمتر از تأثیر آن بر کارایی است. یکی از دلایل ارتباط منفی بین یارانه و قدرت بازار در ایران، افزایش ناکارامدیاست. بنگاه‌ها با افزایش یارانه‌ها به جای افزایش قدرت خود، با بهره‌وری پایین تولید می‌نمایند و شواهد آماری که در مطالعات مختلف منتشر شده است، پایین بودن بهره‌وری در ایران، به ویژه بهره‌وری انرژی، را ثابت می‌کند. از طرف دیگر، یارانهٔ انرژی نسبت به سایر انواع یارانه‌ها، به صورت عادلانه‌تر توزیع می‌شود و به نوعی کلیه بنگاه‌ها به فراخور میزان تولید از یارانه بهره‌مند می‌شوند، لذا یارانه منجر به ایجاد قدرت نشده‌است.

تأثیر مالیات بر قدرت بازار منفی بوده و یک درصد افزایش در مالیات، ۰/۰۰۶۸ درصد از قدرت بازار می‌کاهد، اصولاً یکی از دلایل اخذ مالیات، شکست انحصارات است و نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، که مالیات می‌تواند از افزایش قدرت بازار جلوگیری کند.

تأثیر تحقیق و توسعه بر شاخص لرنر مثبت است. به عبارت دیگر، در ایران یک درصد افزایش هزینه‌های تحقیق و توسعه، ۰/۰۰۹۶ درصد قدرت بازار را افزایش می‌دهد. هر چند اقتصاددانان وجود رابطه بین تحقیق و توسعه و ساختار بازار را می‌پذیرند اما در خصوص چگونگی این ارتباط اختلاف نظر وجود دارد ولی در این مطالعه، ارتباط مثبت بین هزینه‌های تحقیق و توسعه و یارانه مشاهده شد.

یکی از متغیرهای مهم در ایجاد انحصارات، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها است هرچه بنگاه‌ها به سمت بنگاه‌های بزرگ حرکت کنند، احتمال ایجاد انحصار بیشتر است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، تأثیر سرانهٔ موجودی سرمایه بر قدرت بازار مثبت است. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش در سرانهٔ موجودی سرمایه به میزان ۰/۰۱۸ درصد قدرت بازار را افزایش می‌دهد.

تأثیر آموزش بر قدرت بازار، مثبت است. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش هزینه‌های آموزش منجر به افزایش ۰/۰۱۵ درصد در قدرت بازار می‌شود که دلیل آن همانند تحقیق و توسعه است. بنابراین، آموزش نیروی انسانی باعث افزایش کیفیت می‌شود و در نهایت به افزایش قدرت بازار کمک می‌کند.

تأثیر تبلیغات بر قدرت بازار مثبت است. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش هزینه‌های تبلیغات منجر به افزایش ۰/۰۱۲۴ درصد در قدرت بازار می‌شود که دلیل آن همانند تحقیق و توسعه و آموزش است. بنابراین، آموزش و تبلیغات به افزایش قدرت بازار کمک می‌کند.

جمع‌بندی و پیشنهادها

هدف محوری این پژوهش، بررسی اثر یارانه بر مارک‌آپ بخش صنعت کشور در سطح کدهای چهار رقمی ISIC برای سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ است. به این منظور، پژوهش حاضر در چند مرحله انجام گردید. از آنجایی‌که شاخص لرنر و مارک‌آپ در آمارهای رسمی، وجود ندارد، در این مطالعه از تابع تولید ترانسلوگ برای برآورد مارک‌آپ استفاده شد. برآورد تابع تولید مستلزم وجود موجودی سرمایه است که از روش نمایی و رابطهٔ کلاین برای برآورد موجودی سرمایه در سطح کدهای چهار رقمی برای سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ استفاده شد. پس از شاخص لرنر و مارک‌آپ، از طریق داده‌های پنل اقدام به بررسی تأثیر میزان یارانه بر مارک‌آپ صنایع کشور نموده و برای این

منظور از مدل جیان دایی و شون لی (۲۰۲۰) استفاده شد. در این مدل، به منظور بررسی تأثیر یارانه، از سایر متغیرها نظیر هزینهٔ آموزش، هزینهٔ تبلیغات، موجودی سرمایه سرانه، مالیات و هزینهٔ تحقیق و توسعه استفاده شده‌است.

طبق نتایج، ارتباط بین قدرت بازار و یارانه منفی است. چرا در ایران چنین ارتباطی وجود دارد؟ اساساً، یارانهٔ پرداختی درایران در قالب یارانهٔ انرژی در کشور است و کلیه صنایع به فراخور خود از این یارانه برخوردارند. از آنجایی‌که یارانه‌ها متأسفانه در ایران منجر به ناکارامدی شده، چرا که شدت مصرف انرژی در ایران نسبت به سایرکشورها بالاتر است و به طور کلی بهره‌وری، بهویژه بهره‌وری انرژی، در ایران بسیار پایین است، لذا یارانه در ایران در بخش صنعت منجر به ایجاد قدرت بازار نمی‌شود و بیشتر ناکارآمدی را افزایش می‌دهد و صنایع به تنبلی عادت می‌کنند. از سوی دیگر، یارانهٔ مرتبط با سوخت و انرژی برای کلیه صنایع در دسترس است و همهٔ شرکت‌ها از آن استفاده می‌کنند و به دلیل برخورداری کلیهٔ صنایع از یارانه، منجر به شکل‌گیری قدرت بازار برای تعدادی از بنگاه‌ها نمی‌گردد.

در خصوص تأثیر هزینهٔ تحقیق و توسعه بر قدرت بازار، نتایج این مطالعه نشان داد، تأثیر مثبت دارد زیرا هزینهٔ تحقیق و توسعه منجر به ایجاد ابداع و نوآوری شده و باعث ایجاد قدرت برای بنگاه می‌شود و در ایران همبستگی مثبت بین قدرت بازار و هزینه‌های تحقیق و توسعه وجود دارد. در صنایع ایران هزینه‌های آموزش و تبلیغات نیز تأثیر مثبتی بر قدرت بازار دارد. در این مطالعه، تأثیر اخذ مالیات بر قدرت بازار منفی است و مالکیت می‌تواند از انحصارات جلوگیری کند.

باتوجه به یافته‌های تحقیق پیشنهادات سیاستی زیر در ایران توصیه می‌شود:

به منظور کاهش انحصارات، اخذ مالیات از اهمیت خاصی برخوردار است. از طرفی، برای حمایت از صنایع، اعطای یارانه‌ها بایستی به گونه‌ای برنامه‌ریزی گردد که یارانه به اکثر صنایع تعلق گیرد زیرا در این صورت منجر به شکل‌گیری انحصارات نمی‌شود، در غیر این صورت ممکن است یارانه‌ها با شکل‌گیری انحصارات همراه باشد.

با توجه به اینکه هزینه‌های آموزش و تحقیق و توسعه بر افزایش کارایی مؤثر است، لذا پیشنهاد می‌گردد ضمن کنترل فعالیت‌های صنعت و حذف موانع ورود بنگاه‌ها، برای ایجاد نوآوری و خلاقیت به بنگاه‌ها یارانه داده‌شود.

برای مطالعات آتی پیشنهاد می‌گردد، هزینه‌های رانت و رشوه محاسبه و اثرات آن بر مارک‌آپ بررسی گردد. علاوه بر آن، محاسبهٔ سایر یارانه‌ها، به‌ویژه یارانه‌های بانکی، مالیاتی، تحقیق و توسعه و یارانه‌های آموزش مورد نظر قرار گیرد.

منابع و مآخذ

اعظمی, سمیه؛ جلیلیان، ساجده؛ احمدی، مریم. (۱۳۹۵). تخمین همزمان مارک ـآپ و بازدهی نسبت به مقیاس در صنایع کارخانه‌ای ایران. تحقیقات مدل سازی اقتصادی, ۲۵(۷), ۱۸۳–۲۱۵.

پژویان، جمشید؛ خداداد کاشی, فرهاد؛ شهیکی تاش، محمد نبی. (۱۳۹۰). ارزیابی ناپارامتریک شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در صنایع ایران در قالب یک مدل کورنویی. مجله علمی پژوهشی اقتصاد مقداری, ۸(۲), ۹۵–۱۲۱.

ترازنامه انرژی سالهای مختلف، دفتر برنامه ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی، وزارت نیرو.

ترازنامه هیدروکربوری سالهای مختلف معاونت برنامه ریزی, وزارت نفت.

خدادادکاشی, فرهاد؛ عبادی، جعفر؛ کیاالحسینی، ضیا الدین؛ حیدری، خلیل. (۱۳۹۶). اندازه‌گیری قدرت انحصاری صنایع تولیدی در ایران: رویکرد توابع تصادفی مرزی. فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی, ۱۱(۳۷), ۴۵–۶۲.

خدادادکاشی, فرهاد؛ عبادی، جعفر؛ کیاالحسینی، ضیا الدین؛ حیدری، خلیل. (۱۳۹۷). برآورد قدرت بازاری و پراکندگی آن در صنایع غذایی ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۲۶(۱۰۲)، ۱۹۵-۲۱۵.

دهقانی, علی؛ مولایی, محمدعلی؛ حسین‌زاده، سمانه؛ هراتی، جواد. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر عملکرد بازار، هزینه‌های تبلیغات و نوآوری بر درجه تمرکز در صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی ایران. سیاستگذاری پیشرفت اقتصادی, ۲(۲), ۱۱۹–۱۴۷.

مرکز آمار ایران. نتایج آمارگیری از کارگاههای ۱۰ کارکن و بیشتر سالهای ۱۳۸۱-۱۳۹۸

مرکز آمار ایران. حساب‌های ملی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸

میکاییلی, سیده وجیهه؛ نورانی آزاد, سمانه؛ کریم، محمد حسین. (۱۳۹۹). اندازه گیری مارک‌آپ و قدرت بازاری در بخش صنعت ایران: رویکرد مرز تصادفی. فصلنامه علمی پژوهشهای اقتصاد صنعتی، ۴(۱۳)، ۲۷-۴۶.

نورانی آزاد, سمانه؛ خداداد کاشی, فرهاد. (۱۳۹۸). ارزیابی رابطه ساختار بازار و مخارج تحقیق و توسعه در بخش صنعت ایران (رهیافت رگرسیون انتقال ملایم پنلی PSTAR). فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد, ۶(۴), ۲۷–۵۲.

نورانی آزاد سمانه (۱۳۹۳). اندازه قدرت انحصاری در صنایع کارخانه‌ای ایران و اهمیت نسبی نظریه کارایی و دکترین تمرکز بازار در تبیین آن. دانشگاه پیام نور تهران.

هژیرکیانی, کامبیز؛ نقیبی، محمد. (۱۳۹۴). برآورد موجودی سرمایه و بررسی کارآیی روش‌های مختلف محاسبه آن در بخشهای عمده اقتصادی ایران. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار), ۱۵(۲), ۷۳–۹۴.

Chen, Y., & Yu, X. (2019). Do subsidies cause a less competitive milk market in China?. Agricultural Economics, 50(3), 303-314.

Dai, J., & Li, X. (2020). How does subsidy change a firm's market power? The case of China's rice processing industry. Journal of Applied Economics, 23(1), 372-384.

Delis, M. D., & Tsionas, E. G. (2009). The joint estimation of bank-level market power and efficiency. Journal of Banking & Finance, 33(10), 1842-1850.

IEA. (2022)., Energy Statistics Data Browser IEAParis, https:// www.iea.org/data-and-statistics/data-tools/energy-statistics-data-browser.

Ren, S. M., & Zhang, J. (2013). Subsidies, rent-seeking costs, and markup rates: Based on empirical research from Chinese equipment manufacturing companies. Management World, 10, 118-129.

Schwartz, G., & Clements, B. (1999).

Government subsidies. Journal of Economic Surveys, 13(2), 119-148.

Wenqi, D., Khurshid, A., Rauf, A., & Calin, A. C. (2022). Government subsidies' influence on corporate social responsibility of private firms in a competitive environment. Journal of Innovation & Knowledge, 7(2), 100189.

Yue, W., & Wang, J. (2020). Government subsidies and firm-level markups: impact and mechanism. Sustainability, 12(7), 2726.