Quarterly Journal of Economic Research and Policies Vol. 34, No. 118, Summer 2026

The Impact of Productivity Shocks on the Market Power of Industrial Firms in Iran: A Panel SVAR Approach

Marzieh Dindarrostami
Assistant Professor, Department of Economics, Academic Center for Education, Culture and Research, Tehran, Iran (Corresponding author)
dindarrostami@acecr.ac.ir
Fatemeh Shamsolahrar
Postdoctoral student in Economics, Jihad-e-Daneshgahi Institute of Humanities and Social Studies
m.shamsolahrar@gmail.com

The aim of this study is to investigate the effect of productivity shocks on the market power of 1202 Iranian industrial firms at the four-digit code level during 2002-2022(2520samples) using the PSVAR model. Market power was calculated using the translog function and Lerner index, and capital stock was estimated using the Klein model. Control variables include capital, firm size, value added, and cost structure.The results showed that improving productivity slightly increases the market power of firms (about 2.7%). Production capacity (value added) strengthens pricing power up to seven years, while capital stock has a small effect and market share has a divergent effect. Production costs, especially due to dependence on imported raw materials, inflation, and sanctions, severely reduce market power. According to the results of this study, increasing market power through productivity in the short term can help firms cope with economic challenges, but for sustainable growth, strengthening competitiveness by reforming monopoly structures and reducing institutional constraints is essential. These findings emphasize the importance of targeted policymaking to steer productivity toward competitiveness rather than monopoly.

JEL Classification: D24, L11, L60, C33, O14.
Keywords: Productivity, Market Power, Iranian Industrial Firms, Panel SVAR, Economic Efficiency.

Reccived: 2025/08/26 Accepted: 2025/12/20

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال سی و چهارم، شماره ۱۱۸، تابستان ۱۴۰۵، صفحه ۱۰۹ - ۶۴

اثر تکانه بهره وری بر قدرت بازاری بنگاه‌های صنعتی در ایران: رویکرد Panel SVAR

مرضیه دینداررستمی
استادیار گروه اقتصاد پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات اجتماعی جهاددانشگاهی (نویسنده مسئول)
dindarrostami@acecr.ac.ir
فاطمه شمس الاحرار
دانشجوی پست دکتری اقتصاد پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات اجتماعی جهاددانشگاهی
m.shamsolahrar@gmail.com

هدف این پژوهش بررسی اثر تکانه‌های بهره‌وری بر قدرت بازاری ۱۲۰ بنگاه صنعتی ایران در سطح کدهای چهاررقمی طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۴۰۱ (۲۵۲۰ نمونه) با استفاده از مدل PSVAR است. قدرت بازاری با استفاده از تابع ترانسلوگ و شاخص لرنرمحاسبه شده و موجودی سرمایه از طریق مدل کلاین برآورد گردیده است. متغیرهای کنترلی شامل سرمایه‌گذاری، سهم بازار، ارزش افزوده و هزینه واسطه ای هستند. نتایج نشان داد که بهبود بهره‌وری، قدرت بازاری بنگاه‌های صنعتی (حدود ۲/۷ درصد) افزایش می‌دهد. ظرفیت تولید تا هفت سال قدرت قیمت‌گذاری را تقویت می‌کند، در حالی که سرمایه‌گذاری اثر اندک و سهم بازار اثر واگرا دارند. هزینه‌های تولید، به‌ویژه به دلیل وابستگی به مواد اولیه وارداتی، تورم و تحریم‌ها، به شدت قدرت بازاری را کاهش می‌دهد. بنا بر نتایج این پژوهش، افزایش قدرت بازاری از طریق بهره‌وری در کوتاه‌مدت می‌تواند به بنگاه‌ها کمک کند تا با چالش‌های اقتصادی مقابله کنند، اما برای رشد پایدار، تقویت رقابت‌پذیری از طریق اصلاح ساختارهای انحصاری و کاهش محدودیت‌های نهادی ضروری است. این یافته‌ها بر اهمیت سیاست‌گذاری هدفمند برای هدایت بهره‌وری به سمت رقابت‌پذیری به‌جای انحصار تأکید دارند.

طبقه‌بندی JEL: D24, L11, L60, C33, O14.
واژگان کلیدی: بهره‌وری، قدرت بازاری، شاخص لرنر، بنگاه صنعتی ایران، پانل SVAR.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴ / ۰۶ / ۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴ / ۰۹ / ۲۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

۱. مقدمه

بهره‌وری به‌عنوان توانایی تولید خروجی بیشتر با منابع کمتر، یکی از عوامل کلیدی در تعیین جایگاه بنگاه‌ها در بازارهای رقابتی و انحصاری است. در تئوری‌های سازمان صنعتی، بهره‌وری بالاتر می‌تواند هزینه‌های نهایی را کاهش دهد که به بنگاه‌ها امکان می‌دهد یا قیمت‌های پایین‌تری ارائه کنند (تقویت رقابت‌پذیری) یا حاشیه سود بیشتری کسب کنند (افزایش قدرت بازاری) (تیرول[1]، ۱۹۹۸). بااین‌حال، رابطه بین بهره‌وری، قدرت بازاری و رقابت‌پذیری پیچیده است و به ساختار بازار و شرایط اقتصادی بستگی دارد.

افزایش قدرت بازاری از طریق بهره‌وری می‌تواند به دو مسیر منجر شود:

۱. تقویت رقابت‌پذیری از طریق کاهش قیمت‌ها یا بهبود کیفیت محصول که به نفع مصرف‌کنندگان و اقتصاد کلان است؛

۲. تقویت انحصار، جایی که بنگاه‌ها از حاشیه سود بالاتر برای تسلط بر بازار و محدودکردن رقابت استفاده می‌کنند (نیکل[2]، ۱۹۹۶).

در ایران، با توجه به ساختارهای انحصاری موجود و موانع ورود، افزایش قدرت بازاری ممکن است در کوتاه‌مدت به بنگاه‌ها کمک کند تا در برابر شوک‌های اقتصادی (مانند تحریم‌ها یا تورم) مقاومت کنند. بااین‌حال، در بلندمدت، تداوم انحصارها می‌تواند رقابت

1. Tirole
2. Nickell

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

را کاهش دهد، قیمت‌ها را برای مصرف‌کنندگان افزایش دهد و کارایی اقتصادی را تضعیف کند (آقون وجریفیت[1]، ۲۰۰۵)

در اقتصادهای درحال‌توسعه مانند ایران که صنایع تولیدی با چالش‌های منحصربه‌فردی مانند تحریم‌های اقتصادی، دسترسی محدود به فناوری و تحریفات بازار مواجه هستند، این رابطه کمتر موردبررسی قرارگرفته است. در میان مطالعات موجود داخلی همانند آخانی و همکاران (۱۴۰۲)؛ درزمینه تأثیر یارانه انرژی بر قدرت بازار؛ خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۱)؛ در بررسی اثر سیاست‌های حمایتی و آزادسازی؛ و اشرف‌زاده و نصیرزاده (۱۳۸۷)؛ در تحلیل عوامل مؤثر بر سودآوری صنایع ایران در بخش تولیدی ایران؛ پیوند پویای بین بهره‌وری و قدرت بازاری همچنان یک شکاف پژوهشی است. مطالعات تجربی غالباً رابطه یک‌طرفه قدرت بازار بر بهره‌وری را با مدل‌های ایستا بررسی کرده‌اند و از تحلیل اثر معکوس (بهره‌وری بر قدرت بازار)، پویایی‌های زمانی و رویکرد بخشی-ساختاری در اقتصاد ایران غفلت نموده‌اند.

این مقاله با استفاده از رویکرد خود رگرسیون برداری ساختاری تابلویی (PSVAR) برای تحلیل تأثیر تکانه‌های بهره‌وری بر قدرت بازاری در صنایع تولیدی ایران طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۸۱ این شکاف را پر می‌کند. نوآوری این تحقیق در استفاده از رویکرد پنل SVARبرای تحلیل پویای اثرات تکانه‌های بهره‌وری بر قدرت بازاری است که برخلاف مدل‌های ایستا، ناهمگونی‌های بخشی و زمانی را ثبت می‌کند و اثرات بلندمدت را بررسی می‌نماید. این پژوهش به این سؤال پاسخ می‌دهد که آیا بهبود بهره‌وری در شرایط وجود

1. Aghion & Griffith

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

ساختارهای انحصاری و شوک‌های هزینه‌ای در ایران، منجر به افزایش رقابت‌پذیری می‌شود یا صرفاً به تقویت قدرت انحصاری بنگاه‌ها می‌انجامد؟

به‌عبارت‌دیگر سؤالات پژوهشی عبارت‌اند از: (۱) شوک‌های بهره‌وری چگونه بر قدرت بازاری در صنایع تولیدی ایران تأثیر می‌گذارند؟ (۲) آیا این اثرات در بین بخش‌ها و در طول زمان متفاوت است؟ (۳) پیامدهای این یافته‌ها برای سیاست‌گذاری صنعتی چیست؟ این مطالعه با ارائه یک چارچوب تجربی قوی، رفع محدودیت‌های روش‌شناختی مدل‌های ایستا و ارائه یافته‌های مرتبط با سیاست‌گذاری برای بخش تولیدی ایران، به ادبیات موجود کمک می‌کند.

به‌منظور رسیدن به این هدف، ساختار مقاله در پنج بخش تشکیل‌شده است. در بخش بعدی مروری بر ادبیات موضوع انجام‌شده است. در بخش سوم داده‌ها و روش تحقیق مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش چهارم به برآورد مدل تجربی پرداخته می‌شود. درنهایت در بخش پنجم به جمع بندی، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص دارد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

بنیان نظری رابطه بین بهره‌وری و مارک‌آپ از مدل‌های سازمان صنعتی و اقتصاد کلان سرچشمه می‌گیرد. هال[1] (۱۹۸۸) بیان می‌کند که مارک‌آپ‌ها (نسبت قیمت به هزینه نهایی) قدرت بازاری بنگاه‌ها را منعکس می‌کنند. بنگاه‌های با بهره‌وری بالاتر می‌توانند هزینه‌های نهایی خود را کاهش دهند که در بازارهای رقابتی ممکن است به کاهش مارک‌آپ منجر

1. Hall

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

شود، اما در محیط‌های انحصاری یا کم رقابت، می‌تواند مارک‌آپ‌ها را افزایش دهد، زیرا این بنگاه‌ها از کارایی بالاتر برای کسب سود بیشتر استفاده می‌کنند. د لوکر و وارزینسکی[1] (۲۰۱۲) این چارچوب را گسترش داده و نشان می‌دهند که شوک‌های بهره‌وری می‌توانند از طریق کاهش هزینه‌های نهایی یا تغییر پویایی‌های سهم بازار، مارک‌آپ‌ها را تحت تأثیر قرار دهند:

۱. کاهش هزینه‌های نهایی که امکان افزایش مارک‌آپ را فراهم می‌کند.

۲. تغییر در پویایی‌های سهم بازار که قدرت بازاری را تقویت یا تضعیف می‌کند.

در بازارهای رقابتی، افزایش بهره‌وری ممکن است به کاهش مارک‌آپ‌ها منجر شود، زیرا رقابت فشرده بنگاه‌ها را به کاهش قیمت‌ها وادار می‌کند (آقون و دیگران[2]،۲۰۰۵).

در اقتصادهای درحال‌توسعه، ناکارآمدی‌های بازار مانند موانع ورود، یارانه‌ها و تحریم‌ها این رابطه را پیچیده می‌کنند. آقون و همکاران (۲۰۰۵) استدلال می‌کنند که بهبود بهره‌وری می‌تواند رقابت را افزایش دهد و مارک‌آپ‌ها را کاهش دهد، درحالی‌که باسو[3] (۲۰۱۹) تأکید می‌کند که تمرکز بازار می‌تواند حتی باوجود افزایش بهره‌وری، مارک‌آپ‌ها را تقویت کند.

پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها و تخصیص مجدد سهم بازار نقش مهمی در تعیین قدرت بازاری و مارک‌آپ دارند. مطالعات نشان داده‌اند که ورود بنگاه‌های جدید با بهره‌وری بالا می‌تواند رقابت را افزایش دهد و قدرت بازاری بنگاه‌های موجود را کاهش

1. De Loecker and Warzynski
2. Aghion et al
3. Basu

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

دهد که به‌نوبه خود ممکن است مارک‌آپ‌ها را تحت‌فشار قرار دهد (اولی و پکس[1]، ۱۹۹۶و ملیتز و پلانک[2]، ۲۰۱۵). در مقابل، تخصیص مجدد سهم بازار به سمت بنگاه‌های با بهره‌وری بالاتر می‌تواند قدرت بازاری آن‌ها را تقویت کند.

برای بررسی اثر بهره‌وری بر مارک‌آپ بر اساس مطالعه جاماندریو و لوپز[3] (۲۰۲۴)، می‌توان نشان داد که مارک‌آپ‌ها از تخمین تابع تولید به دست می‌آیند. با مشخص بودن قیمت، تابع تولید امکان شناسایی هزینه نهایی را به‌عنوان جزء کلیدی مارک‌آپ فراهم می‌کند. این شکل از تخمین مارک‌آپ‌ها را «رویکرد تولید» می‌نامند، زیرا به مشخصات و تخمین تابع تقاضا یا آگاهی از رفتار قیمت‌گذاری شرکت‌ها نیازی ندارد. رشد بهره‌وری غیر خنثی را با اضافه کردن امکان[1] افزایش بهره‌وری نیروی کار در تابع تولید معرفی می‌شود. تابع تولید زیر را در نظر بگیرید:

$$Q_{jt} = F\left(K_{jt}.\exp\left(\omega_{Ljt}\right)L_{jt}.M_{jt}\right)\exp\left(\omega_{Hjt}\right)\exp\left(\varepsilon_{jt}\right) = Q_{jt}^{*}\exp\left(\varepsilon_{jt}\right) \qquad (۱)$$

در معادله بالا K_{jt}، L_{jt}و M_{jt} به ترتیب سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه و ω_{Ljt} و ω_{Hjt} به ترتیب بهره‌وری نیروی کار کل وبهره‌وری هیکسی را نشان می‌دهد. Q_{jt}^{*} مقدار تولید بدون جمله خطا را ارزیابی می‌کند؛ بنابراین، یک تغییر فنی خالص هیکس خنثی، مورد خاصی است که در آن ω_{Ljt}باشد. فرض می‌شود که جمله خطای ε_{jt} که خودهمبستگی ندارد و با بقیه متغیرها نیز همبستگی نداشته باشد. F.o.c (شرط اول) برای حداقل سازی هزینه متغیرها (نیروی کار یا مواد اولیه) و استخراج MC_{jt} هزینه نهایی است به عبارتی

1. Olley and Pakes
2. Melitz and Polanec
3. Jaumandreu & Lopez

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

$$MC_{jt}\frac{\partial Q^{*}_{jt}}{\partial X_{jt}} = W_{Xjt} \qquad (۲)$$

با ضرب کردن هر دو طرف معادله در $\frac{X_{jt}}{Q_{jt}}$ و تقسیم آن بر MC_{jt} و اگر نسبت به‌دست‌آمده را جایگزین Q^{*}_{jt} گردد، آنگاه:

$$\beta_{Xjt} = \mu_{jt}S^{R}_{Xjt}\exp(\varepsilon_{jt}) \qquad (۳)$$

عبارت بالا رابطه کشش را برای عامل متغیر β_{Xjt}، مارک‌آپ‌ها μ_{jt}، سهم مشاهده شده از هزینه متغیر در درآمد S^{R}_{Xjt} و خطای تابع تولید ε_{jt} را نشان می‌دهد.

بر اساس مطالعه دی لوکر و وارزنسکی (۲۰۱۲)، عبارت فوق بر اساس μ_{jt} حل کرده و برآورد مارک آپ را بصورت زیر بیان نمودند:

$$\hat{\mu}_{jt} = \frac{\hat{\beta}_{Xjt}}{S^{R}_{Xjt}}\exp(-\hat{\varepsilon}_{jt}) \qquad (۴)$$

برای بدست آوردن $\hat{\beta}_{Xjt}$ و $\hat{\varepsilon}_{jt}$ از برآورد تابع تولید بر اساس رویکرد ACF استفاده می‌شود. دورزسکی و جمندرو (۲۰۲۴)[1] بیان نمودند که این روش، زمانی که مارک‌آپ‌ها ناهمگن هستند، سه سوگیری ایجاد می‌کند. دو مورد اول مربوط به استفاده از روش ACF شامل موارد غیرقابل مشاهده اضافی است. سومین و مهم‌ترین مورد، ناشی از نادیده گرفتن پیامدهای افزایش بهره‌وری برای کشش کار است. دمیر، (۲۰۲۲)، دورزسکی و جمندرو، (۲۰۱۸)، راوال، (۲۰۱۹، ۲۰۲۳)، آسموگو و رسترپو، (۲۰۱۸، ۲۰۲۰)[2] در مطالعات اخیر این عبارت را تأیید نموده‌اند.

1. Doraszelski and Jaumandreu
2. Demirer, 2022; Doraszelski & Jaumandreu, 2018; Raval, 2019, 2023; see also Acemoglu & Restrepo, 2018, 2020

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

همان‌طور که هیکس (۱۹۳۲)[1] نشان داد، با کشش جایگزینی کمتر از یک، افزایش بهره‌وری نیروی کار سهم نیروی کار در هزینه و درآمد را کاهش می‌دهد. کشش نیروی کار می‌تواند به‌صورت $\beta_{Ljt} = \nu_{jt} S_{Ljt}$ بیان می‌شود که در آن S_{Ljt} سهم نیروی کار در متغیر هزینه و ν_{jt} کشش مقیاس[2] کوتاه‌مدت. (به عبارتی هر دو طرف FOC را برای یک متغیر X در $\frac{X}{Q^*}$ ضرب کنید، سمت راست معادله را ضرب و تقسیم‌بر AVC کنید و درنهایت از رابطه $\nu = \frac{AVC}{MC}$ در الگو ν را به دست خواهیم آورد)؛ بنابراین کشش به دنبال کاهش سهم نیروی کار کاهش می‌یابد. به‌راحتی می‌توان ملاحظه کرد که که یک متغیر کشش کار در معادله فوق باعث ایجاد سوگیری در بین واحدها و در طول زمان می‌شود.

دورزسکی و جمندرو (۲۰۱۹) پیشنهاد می‌کنند که از شرایط مرتبه اول (FOCs) برای نیروی کار و مواد استفاده شود. یک عبارت عبارت زیر بدست خواهد آمد:

$$\nu_{jt} = \mu_{jt} \frac{VC_{jt}}{R_{jt}} \exp(\varepsilon_{jt}) \qquad (۵)$$

که در آنجا $\nu_{jt} = \beta_{Ljt} + \beta_{Mjt}$ کشش کوتاه‌مدت مقیاس است؛ بنابراین عبارت به‌صورت زیر خواهد بود.

$$\frac{R_{jt}}{VC_{jt}} = \frac{\mu_{jt}}{\nu_{jt}} \exp(\varepsilon_{jt}) \qquad (۶)$$

که می‌تواند برای برآورد مارک‌آپ معادله بالا استفاده شود.

R_{jt} درآمد، VC_{jt} هزینه‌های متغیر، μ_{jt} مارک‌آپ (نسبت قیمت به هزینه نهایی)، ν_{jt} کشش مقیاس کوتاه‌مدت که از مجموع کشش نیروی کار و مواد به دست می‌آید و ε_{jt} خطای

1. Hicks
2. Elasticity Of Scale

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

تصادفی است. در معادله فوق، اگر بهره‌وری افزایش یابد، هزینه‌های متغیر (VC_{jt}) کاهش می‌یابند و درنتیجه نسبت $\frac{\mu_{jt}}{\nu_{jt}}$ افزایش می‌یابد. این افزایش می‌تواند به‌عنوان نشانه‌ای از افزایش مارک‌آپ تفسیر شود، مشروط بر اینکه کشش مقیاس ثابت بماند.

۲-۲. مطالعات تجربی

وانگ و دیگران[1] (۲۰۲۵)در مطالعه‌ای یک مدل پویای بازار را توسعه دادند که در آن روابط بین حاشیه قیمت-هزینه، تمرکز بازار و هزینه‌های تبلیغاتی در طول زمان بررسی می‌شد. آنان از داده‌های ۴۸ بنگاه باکد چهاررقمی مربوط به صنایع فرآوری مواد غذایی و دخانیات در سه دهه ۱۹۷۰، ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ استفاده کرده‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که هم عملکرد بسیار خوب و هم عملکرد بسیار ضعیف در یک صنعت، سیگنال‌هایی برای ادغام‌های آینده فراهم می‌کنند، هرچند دلایل این دو پدیده کاملاً متفاوت است. علاوه بر این، افزایش سطح ادغام منجر به بالا رفتن موانع ورود به بازار، به‌ویژه از طریق افزایش هزینه‌های تبلیغاتی درنتیجه کسب سود بیشتر برای شرکت‌های فعال در آن صنعت می‌شود. این یافته‌ها از دیدگاه‌های هر دو مکتب شیکاگو و سنت‌گرایی (هاروارد) در حوزه سیاست رقابتی حمایت می‌کنند.

جاماندریو و لوپز[2] (۲۰۲۴)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط میان بهره‌وری و مارک‌آپ، در تولید مواد غذایی و نوشیدنی، در ایالات‌متحده، از سال ۱۹۵۹ تا ۲۰۱۸، پرداختند. آنان ضمن استفاده از تغییرات بهره‌وریِ غیر هیکس خنثی[3] (افزایش‌دهندهٔ نیروی کار) و مقایسه

1. Wang et al
2 . Jaumandreu & Lopez
3. Non-Hicks-Neutral Productivity

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

نمودن مارک‌آپ، در همان مدل و مجموعهٔ داده‌ها، به این نتیجه رسید که در طی این سال‌ها، رشد بهره‌وری در بخش مواد غذایی و نوشیدنی، نسبتاً کند بوده و توسط بهره‌وری هیکس-خنثی و افزایش‌دهندهٔ نیروی کار، با شدتی برابر، هدایت‌شده است. همچنین آنان به این نتیجه رسیدند که در نظر گرفتن افزایش بهره‌وری نیروی کار نسبت به روش دی-لاکر و وارزینکی[1] (۲۰۱۲)، می‌تواند مارک‌آپ بالاتری را ایجاد کند.

السابد[2] (۲۰۲۳)، اثرات سرمایه‌گذاری در زنجیرهٔ ارزش برند بر روی سودآوری و ارزش بازار شرکت، در طی سال‌های ۲۰۱۰ الی ۲۰۲۱، در کشور آمازون را موردبررسی قرارداد. این مطالعه، با استفاده از پرسشنامه و بر اساس نمونهٔ تصادفی ۲۳۷، تحلیلگر مالی اروپاییِ دارای گواهینامه، انجام‌شده است. همچنین در تحلیل مدل رگرسیون چندگانه و تعیین وجود تورش روش مشترک، از آزمون تک عاملی هارمن[3] استفاده‌شده است. نتایج مطالعه حاکی از روابط مثبت معنادار میان اثر سرمایه‌گذاری در زنجیره ارزش برند، سودآوری و ارزش بازار است. همچنین با بهبود کارایی و کاهش هزینه‌ها از طریق این سرمایه‌گذاری، آمازون توانسته است حاشیه سود خود را افزایش دهد؛ به‌عبارت‌دیگر، بهره‌وری بالاتر در زنجیره تأمین، منجر به کاهش هزینه‌های عملیاتی و افزایش قدرت قیمت‌گذاری آمازون شده که درنهایت مارک‌آپ بیشتری را برای این شرکت به همراه داشته است.

1. De Loecker & Warzynski
2. Elsayed
3. Harman

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

ریورا-پادیلا[1] (۲۰۲۳)، مطالعه‌ای بر روی ارتباط میان بهره‌وری و مارک‌آپ، در سطوح سه‌رقمی ۶۷ بخش صنعتی کشور مکزیک، انجام داد. این داده‌ها سال‌های ۱۹۹۷الی ۲۰۱۹ را پوشش می‌دهند و شامل اطلاعاتی دربارهٔ تولید، ارزش‌افزوده، اشتغال، جبران خدمات، تشکیل سرمایه، موجودی سرمایه، مصرف واسطه‌ای و نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل می‌باشند. نتایج نشان‌دهندهٔ همبستگی مثبت، میان افزایش مارک‌آپ و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. همچنین افزایش قدرت بازار می‌تواند اثرات مثبتی بر رفاه داشته و نتایج منفیِ کاهش رقابت را کاهش دهد.

دی مونته[2] (۲۰۲۳) در مقاله‌ای، در شرکت‌های تولیدی فرانسه، با تمرکز بر نقش تخصیص مجدد در دو معیار کلی بهره‌وری کل و مارک‌آپ، به بررسی ارزش‌گذاری بهره‌وری کل و مارک‌آپ، بین سال‌های ۱۹۹۴ الی ۲۰۱۶، پرداخته است. در این پژوهش، بهره‌وری و مارک‌آپ در سطح شرکت، بر اساس یک تابع تولید ترانسلوگ خروجی ناخالص[3] و با استفاده از روش‌های برآوردِ رایج[4]، برآورد شده است. نتایج در زمان ثبات مارک‌آپ، نشان‌دهندهٔ رشد بهره‌وری کل ۳۴٪ در کل دوره، است. همچنین تا قبل از سال ۲۰۰۰، هر دو عامل بهره‌وری کل و مارک‌آپ، به‌طور قابل‌توجهی، تحت تأثیر اثرات تخصیص مجدد قرار دارند، اما پس‌ازآن، سهم تخصیص مجدد، در بهره‌وری کل، ناچیز شده و حتی باعث کاهش رشد بهره‌وری کل نیز، گشته است.

1. Rivera-Padilla
2. De Monte
3. A Gross Output Translog Production Function
4. Popular Estimation Methods

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

آخانی و همکاران (۱۴۰۲) تأثیر یارانه انرژی بر قدرت بازار ۱۲۲ صنعت ایران کد چهاررقمی (ISIC) طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ را بررسی کردند. با استفاده از مدل یو و وانگ و روش پانل دیتا، متغیرهایی مانند موجودی سرمایه (روش نمایی)، شاخص لرنر (تابع ترانسلوگ)، شاخص هرفیندال و بهره‌وری (شاخص ترنکویست) برآورد شدند. نتایج نشان‌دهنده رابطه منفی یارانه انرژی با قدرت بازار و رابطه مثبت بهره‌وری، یارانه، سرمایه، هزینه جبران خدمات و هرفیندال با قدرت بازاری صنایع در ایران است.

سالطه (۱۳۹۵) تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری، رشد شرکت و بهره‌وری سرمایه بر عملکرد ۱۳۴ شرکت بورسی تهران (۱۳۸۶-۱۳۹۲) را بررسی کرد. نتایج نشان داد فرصت‌های سرمایه‌گذاری تأثیری بر عملکرد ندارد، اما رشد شرکت و بهره‌وری سرمایه اثر مثبت و معناداری بر بازده دارایی و ارزش‌افزوده بازار دارند. بهبود فرآیندهای تولید و کاهش هزینه‌ها به افزایش سودآوری کمک می‌کند.

امیری و هادی‌نژاد (۱۳۹۴) بهره‌وری صنایع تولیدی (خودروسازی، فولاد، معادن، پتروشیمی، فلزات اساسی) را طی ۱۳۸۷-۱۳۹۱ با تکنیک پرامیتی بررسی کردند. نتایج نشان داد سال ۱۳۹۱ بالاترین و ۱۳۸۹ پایین‌ترین بهره‌وری را داشتند. صنعت فولاد با رشد یکنواخت، الگوی مناسبی برای سایر صنایع است.

خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۱) تأثیر سیاست‌های حمایتی (۱۳۷۴-۱۳۸۰) و آزادسازی تجاری (۱۳۸۱-۱۳۸۶) بر عملکرد ۱۳۱ صنعت ایران را بررسی کردند. قدرت بازار بهره‌وری را افزایش داد، اما تعرفه‌ها در صنایع انحصاری با حمایت پایین، اثر مثبت و در حمایت متوسط، اثر منفی بر بهره‌وری داشتند. کاهش تعرفه‌ها در صنایع انحصاری کم حمایت، رقابت و بهره‌وری را تقویت کرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

اشرف‌زاده و نصیرزاده (۱۳۸۷) تأثیر جهانی‌شدن، تعرفه‌ها، بهره‌وری و نسبت سرمایه به نیروی کار بر سودآوری صنایع ایران (۱۳۵۹-۱۳۸۱) را بررسی کردند. تعرفه‌ها بیشترین و جهانی‌شدن کمترین اثر را داشتند. بهره‌وری کل عوامل تولید اثر مثبت بر سودآوری نشان داد.

با توجه به اینکه تمرکز مطالعات تجربی بیشتر بر روی اثر مارک‌آپ بر بهره‌وری بوده است؛ ادبیات موجود فاقد تحلیل‌های پویا و خاص بخش در مورد پیوند بهره‌وری-قدرت بازاری در اقتصادهای درحال‌توسعه تحت محدودیت‌های اقتصادی است. مدل‌های ایستا، مانند آنچه آخانی (۱۴۰۲) استفاده کرده‌اند، نمی‌توانند ناهمگونی‌های زمانی و بخشی را به‌طور کامل ثبت کنند. رویکرد پنل SVAR این محدودیت‌ها را با مدل‌سازی پاسخ‌های پویا و اثرات خاص بخش برطرف می‌کند و مشارکت جدیدی به ادبیات در مورد صنایع تولیدی ایران ارائه می‌دهد. درنتیجه، این پژوهش آغازی بر این نوع مطالعات در ایران است.

۳. روش‌شناسی

۳-۱. داده‌ها

داده‌های مورداستفاده در پژوهش حاضر، داده‌های ۱۲۰ بنگاه تولیدی (کدهای ۴ رقمی ISIC) از سال ۱۳۸۱الی ۱۴۰۱ با ۲۵۲۰ نمونه است. کدهای چهاررقمی ISIC استانداردی بین‌المللی برای طبقه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی است که سطح دقیقی از تجمیع صنعتی را ارائه می‌دهد. این کدها امکان تحلیل بخشی دقیق را فراهم می‌کنند و در این پژوهش برای ۱۲۰ بنگاه صنعتی ایران استفاده‌شده تا ناهمگونی‌های صنعتی (مانند تفاوت در ساختار هزینه بین صنایع غذایی و شیمیایی) را ثبت کند. این مجموعه داده شامل اطلاعات مربوط به تولید، نیروی کار، موجودی سرمایه، نهاده‌های واسطه‌ای و قیمت‌ها، تعداد کارگاه، ستانده

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

صنعتی است که امکان برآورد بهره‌وری و شاخص لرنر را فراهم می‌کند. دوره زمانی انتخاب‌شده بر اساس آخرین اطلاعات موجود است.

به‌طور خلاصه تمامی متغیرهای مورداستفاده در الگو و نحوه محاسبه و منبع داده‌ها در جدول زیر در جدول زیر ارائه‌شده‌اند:

جدول ۱. متغیرهای مورداستفاده در مدل PSVAR

نماد	متغیر	نحوه محاسبه	مرجع جمع‌آوری داده
TFP	بهره‌وری	شاخص کندریک	مرکز آمار ایران
K	سرمایه‌گذاری ناخالص	تغییرات موجودی سرمایه سرانه	مرکز آمار ایران
HHI	اندازه بنگاه	شاخص هرفیندال-هریشمن	مرکز آمار ایران
VA	تولید	ارزش‌افزوده فعالیت صنعتی	مرکز آمار ایران
M	هزینه نهاده واسطه‌ای	سهم هزینه واسطه‌ای (مواد اولیه و سرمایه‌ای) از فروش بنگاه	مرکز آمار ایران
L	شاخص لرنر	تابع تولید ترانسلوگ	مرکز آمار ایران

مأخذ: یافته‌های پژوهش

کلیه متغیرها با استفاده از شاخص قیمت تولیدکننده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ تبدیل‌شده و شکل لگاریتمی آن بکار رفته است. لازم به ذکر است به دلیل محدودیت داده‌ها و نیز بزرگ شدن ماتریس PSVAR و مجبور شدن به استفاده از فروض بیشمار و محدودیت‌های مدل‌های سنجی، امکان گنجاندن متغیرهای اثرگذار بیشتر همچون نوع

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

مالکیت بنگاه‌ها، شدت تحریم‌ها و...نبوده و به‌عنوان یک پیشنهاد برای مطالعات آینده مطرح می‌گردد.

۲-۳. برآورد حاشیه قیمت

برای سنجش شاخص لرنر، روش‌های متعددی مانند مدل پرلوف و شن[1]، مدل تامی و گرین[2]، مدل برسنان و لئو[3] ا یستا، مدل برسنان و لئو پویا، مدل ازام[4]، آپلبام[5]، مدل فوفانا[6]، مدل ایواتا[7]، مدل هال[8]، مدل کالین و پرستون[9]، مدل پنزر و روس[10]، مدل راجر[11] و مدل بون[12] وجود دارد. در این مطالعه از رویکرد ساختاری و با استفاده از روش تابع تولید، استفاده‌شده است. برای برآورد شاخص لرنر، ابتدا باید مارک‌آپ (Markup) محاسبه شود که از رابطه بین کشش تولید نهاده‌ها و سهم هزینه آن‌ها در درآمد به دست می‌آید. سپس، با استفاده از رابطه تبدیل، شاخص لرنر محاسبه می‌شود. برای محاسبه این شاخص بر اساس مطالعه آخانی و دیگران (۱۴۰۲) و خداداد کاشی و دیگران (۱۳۹۵)، ابتدا تابع تولید ترانسلوگ با استفاده از روش ACF برآورد می‌شد تا کشش تولید نسبت به نهاده

1. Perloff and Shen
2. Twomey and Green
3. Bresnahan
4. Azzam
5. Appelbaum
6. Phophana
7. Iwata
8. Hall
9. Roeger
10. Panzer and rosse
11. Colling and Presston
12. Boon

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

واسطه‌ای (مانند مواد اولیه) محاسبه شود. سپس، سهم هزینه این نهاده از درآمد کل بنگاه به دست آمد. با تقسیم کشش تولید بر این سهم هزینه، مقدار مارک‌آپ برای هر بنگاه محاسبه می‌شود که نشان‌دهنده میزان افزایش قیمت نسبت به هزینه نهایی است. درنهایت، با تبدیل مارک‌آپ به شاخص لرنر، قدرت بازار بنگاه‌ها سنجیده شد، به‌طوری‌که مقادیر بالاتر نشان‌دهنده انحصار بیشتر و مقادیر پایین‌تر نشان‌دهنده رقابت بیشتر است. این فرآیند با تکیه‌بر داده‌های مالی و تولیدی بنگاه‌ها و روش‌های استاندارد اقتصادسنجی انجام می‌شود. در صورتی‌که قدرت بازار μ_{it} به‌صورت نسبت قیمت به هزینه نهایی یا همان مارک‌آپ صنعت i ام در زمان t تعریف شود، آنگاه رابطه زیر به دست می‌آید (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۹۷).

$$\mu_{it}{}^{m} = \theta_{it}{}^{m}(\alpha_{it}^{m})^{-1} \qquad (۷)$$

در رابطهٔ (۷)، $\theta_{it}{}^{m} = \frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}} \cdot \frac{M_{it}}{Q_{it}}$ کشش ستانده صنعت i ام در زمان t نسبت به نهاده‌های واسطه‌ای و $\alpha_{it}^{m} = \frac{P_{it}^{m} M_{it}}{P_{it} Q_{it}}$ سهم مخارج واسطه‌ای صنعت i ام در زمان t از کل درآمد $(P_{it}Q_{it})$ تعریف‌شده است. ازآنجاکه محاسبه $\theta_{it}{}^{m}$ نیازمند برآورد تابع تولید است. برای تخمین تابع تولید، ابتدا باید شکل تابعی مناسب انتخاب شود. اشکال مختلفی مانند کاب-داگلاس، CES و ترانسلوگ در مطالعات تجربی استفاده می‌شوند، اما تابع ترانسلوگ به دلیل انعطاف‌پذیری ترجیح داده می‌شود. این تابع می‌تواند به اشکال دیگر تبدیل شود و محاسبه مشتقات مرتبه دوم را امکان‌پذیر می‌کند. بااین‌حال، بدون اعمال پیش‌شرط‌ها، ممکن است شرایط خوش‌رفتاری (یکنواختی و تحدب) را برآورده نکند، مگر اینکه مشاهدات کافی برای تأمین این شرایط وجود داشته باشد. در رابطه زیر تابع

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

ترانسلوگ، برای دو نهادهٔ نیـروی کار L_{it} و موجـودی سـرمایه K_{it}، به‌عنوان نهاده‌هـای ثابـت (هزینـه تعدیل در این دو نهاده بالاست) و نهادهٔ واسطه‌ای M_{it}، به‌عنوان نهادهٔ متغیر، لحـاظ شده است و فـرم لگاریتمـی آن به‌صورت رابطـهٔ (۸) است:

$$\begin{aligned} \ln Q_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 \ln l_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \beta_{11} \ln l_{it} \ln l_{it} \\ & + \beta_{22} \ln k_{it} \ln k_{it} + \beta_{33} \ln M_{it} \ln M_{it} \\ & + \beta_{12} \ln l_{it} \ln k_{it} + \beta_{13} \ln l_{it} \ln M_{it} \\ & + \beta_{23} \ln k_{it} \ln M_{it} + \beta_{23} \ln l_{it} \ln k_{it} \ln M_{it} \\ & + \beta_4 T + \beta_{44} T^2 + \beta_{14} \ln l_{it} T + \beta_{24} \ln k_{it} T \\ & + \beta_{34} \ln M_{it} T \end{aligned} \qquad (۸)$$

در رابطـه (۸)، t متغیـر زمـان، $\ln Q_{it}$ لگاریتم ارزش تولید، $\ln l_{it}$ لگاریتم شاغلین، $\ln k_{it}$ لگاریتم موجودی سرمایه بنگاه i در زمان t است.

$$\theta_{it}{}^{m} = \frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}} \cdot \frac{M_{it}}{Q_{it}} = \hat{\beta}_3 + 2 \times \hat{\beta}_{33} \ln M_{it} + \hat{\beta}_{13} \ln L_{it} + \hat{\beta}_{23} \ln K_{it} + \hat{\beta}_{23} \ln L_{it} \ln K_{it} + \hat{\beta}_{34} T \qquad (۹)$$

پـس از بـرآورد ضرایـب تابـع تولیـد ترانسـلوگ از رابطـه۹، محاسـبه کشـش تولیـد نسـبت بـه نهـاده واسـطه‌ای ($\theta_{it}{}^{m}$)، مـارک‌آپ و شـاخص لرنـر بـه شـکل زیـر محاسـبه می‌شـود:

$$\mu_{it} = \theta_{it}{}^{m} (\alpha_{it}^{m})^{-1}$$
$$lerner = \frac{\mu_{it}}{\mu_{it}+1} \qquad (۱۰)$$

برای محاسبه شاخص بهره‌وری از شاخص کندریک استفاده‌شده است. شاخص کندریک، معیاری مهم برای سنجش بهره‌وری و کارایی استفاده از منابع در تولید را می‌سنجد. این شاخص، نام‌گذاری شده به‌افتخار کندریک، بهره‌وری را به‌عنوان نسبت ستانده به نهاده تعریف می‌کند و نشان می‌دهد چگونه با منابع موجود می‌توان تولید بیشتری داشت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

کاربردهای آن طبق کندریک[1] (۱۹۶۱) عبارت‌اند تحلیل بهره‌وری، مقایسه عملکرد و تصمیم‌گیری مدیرتی است:

محاسبهٔ شاخص کندریک به‌صورت زیر است:

$$TFP_{it} = \frac{y_{it}}{\alpha L_{it} + \beta K_{it}} \qquad (۱۱)$$

در رابطه مذکور، TFP_{it} شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید دربنگاه i، زمان t، L_{it} نیروی کار و K_{it} سرمایه و y_{it} ارزش ستانده صنعتی دربنگاه i، زمان t است. α و β کشش تولید نسبت به نیروی کار و سرمایه را نشان می‌دهند. برای استفاده از این شاخص لازم است سهم عوامل تولید از تولید برآورد گردد. برای این منظور از روش تابع تولید استفاده‌شده است. لذا، لازمه سنجش بهره‌وری کل عوامل آن است که تصریح تابع تولید مشخص باشد. برای تصریح آن از تابع تولید ترانسلوگ استفاده‌شده است.

شاخص هرفیندال- هریشمن، با استفاده از معادله زیر محاسبه می‌شود (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۹۷):

$$HHI_{it} = \sum_{i=1}^{n} S_t^2 \qquad \sum_{i=1}^{n} \begin{matrix} s_t = 1 \\ 0 < s_t < 1 \\ s_t = \frac{x_t}{x} \end{matrix} \qquad (۱۲)$$

در رابطه فوق n تعداد بنگاه‌ها در صنعت، x_tارزش ستانده بنگاه x ارزش کل ستانده صنعت، s_t سهم بازار صنعتi ام است. این شاخص کاربرد فراوانی در سیاست‌گذاری ضدانحصار وایجاد بستر رقابت دارد. چنانچه سهم بنگاه‌ها در ۱۰۰ ضرب شود، مقدار عددی این شاخص بین صفر و ۱۰۰۰۰ تغییر می‌کند. مقدار صفر این شاخص نشان دهند رقابت کامل

1. Kendrick

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

و مقدار ۱۰۰۰۰ نشان دهند انحصار کامل است. درصورتی‌که بزرگ‌تر از ۱۰۰۰ غیرمتمرکز، بین ۱۰۰۰ و ۱۸۰۰ متمرکز ملایم و بالاتر از ۱۸۰۰ کاملاً متمرکز است(آخانی، ۱۴۰۲).

برای تخمین تابع تولید، داده‌های موجودی سرمایه موردنیاز است. به دلیل نبود این داده‌ها به تفکیک کدهای چهاررقمی صنعت در آمار رسمی، موجودی سرمایه با روش نمایی برآورد شده است. این روش با استفاده از داده‌های سرمایه‌گذاری از سال ۱۳۸۱ تا ۱۴۰۱ و برای ۱۲۰ کد چهاررقمی صنعت، رابطه موردنظر را تخمین زده است.

$$I_i = I_{it}e^{it}$$
$$LNI_i = LNI_0 + \lambda T + u_i \qquad (۱۳)$$

با اخذ آنتی‌لگاریتم از عرض از مبدأ رابطه فوق و تقسیم آن بر میزان رشد سرمایه‌گذاری (ضریب متغیر زمان) موجودی سرمایه در سال پایه (K_Oبدون نیاز به استهلاک) به دست می‌آید:

$$K_0 = \frac{I_0}{\lambda} \qquad (۱۴)$$

پس از محاسبه موجودی سرمایه در سال پایه؛ برای به دست آوردن موجودی سرمایه در سال بعد؛ از رابطه کلاین استفاده می‌شود.

$$K_{it} = K_0 + \sum_{i=1}^{t}(I - D)_i \qquad (۱۵)$$

در رابطه فوق ضریب استهلاک (D) در صنایع، طبق مطالعات ۰/۰۴ درصد در نظر گرفته‌شده است (آخانی و همکاران، ۱۴۰۱).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

۳-۳. رویکرد PanelSVAR

یکی از الگوهای مطرح اقتصادسنجی الگوی خود بازگشت برداری ساختاری (SVAR) بوده است. رویکردSVAR ابزاری است که به‌طور گسترده در بین محققان تجربی، به‌ویژه علاقه‌مندان به مطالعه پویایی میان متغیرهای اقتصادی استفاده گشته است. با توجه به ادبیات آن، بلانچارد و برنانک[1] (۱۹۸۶)، سیمز و واتسون[2] (۱۹۸۶) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری بر اثرات هم‌زمان تکانه‌ها، الگوی SVAR را توسعه دادند. سپس بلانچارد و کوا[3] (۱۹۸۹)، کلاریدا و گالی[4] (۱۹۹۴) و آشتلی و گرات[5] (۱۹۹۶) با اعمال محدودیت‌های نظری روی اثرات بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کرده‌اند. برخلاف الگوهای VAR غیر مقید که در آن‌ها شناسایی تکانه‌های ساختاری به‌طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، در الگوهای خود بازگشت برداری ساختاری SVAR به‌طور صریح حاوی یک منطق اقتصادی یا استفاده از تئوری‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌هاست. متأسفانه همان‌طور که در اغلب الگوهای اقتصادسنجی وجود دارد، پژوهش‌های بی‌شماری را با استفاده از رویکرد SVAR می‌توان انجام داد، اما مشکل فقدان داده‌های سری زمانی با طول مناسب، مانع از انجام آن می‌شود. این مشکل با استفاده از روش نوین Panel SVAR تااندازه‌ای مرتفع می‌شود. با استفاده از این رویکرد، با به‌کارگیری تغییرات مقطعی در پنل، تا اندازه‌ای نقص و فقدان داده‌ها جبران خواهد شد.

---

1. Blanchard and Bernanke
2. Sims and Watson
3. Blanchard and Kah
4. Gali and Clarida
5. Ashli and Gerat

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

همچنین بر اساس پدرونی (۲۰۱۳) در این مدل با اعمال محدودیت‌های ساختاری و استفاده از ماتریس‌های پایین مثلثی A و AB بر ماتریس امکان تفکیک شوک‌های ساختاری و کنترل درون‌زایی در مدل فراهم می‌شود. در این راستا، رویکرد توسعه‌یافته مذکور هم‌راستا با ادبیات SVAR سری زمانی سنتی، برنانک (۱۹۸۶)، بلانچارد و کوا (۱۹۸۹)، بلانچارد و واتسون (۱۹۸۶)، کلاردیا و گلی (۱۹۹۴) و سیمز (۱۹۸۶) و تعداد دیگری که در این زمینه فعالیت داشتند، است.

سیستم معادلات در رویکرد PSVAR بر اساس پدرونی (۲۰۱۳) به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$AY_{i,t} = \sum_{k=1}^{k} C_k Y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱۶)$$

بر اساس معادله (۱۶)، فرایندتولید داده (DGP)[1] پنل، متشکل از $i = 1,...,N$ عناصر مقطعی، در $t = 1,...,T_i$ دوره زمانی، که هر یک از آن‌ها شامل یک بردار $M \times 1$ متغیرهای درون‌زای قابل‌مشاهده y_{it} برای $y_{m,it}, m = 1,...,M$ است.

$$\mathrm{Y}_{m.\mathrm{i.t}} = f(\mathrm{TFP}_{\mathrm{i.t}}.\ \mathrm{K}_{\mathrm{i.t}}.\ \mathrm{HHI}_{\mathrm{i.t}}.\ \mathrm{Y}_{\mathrm{i.t}}.\ \mathrm{M}_{\mathrm{i.t}}.\ \mathrm{L}_{\mathrm{i.t}}) \qquad (۱۷)$$

برداری از متغیرهای درون‌زا شامل بهره‌وری ($\mathrm{TFP}_{\mathrm{i.t}}$)، سرمایه‌گذاری ($\mathrm{K}_{\mathrm{i.t}}$)، تمرکز بنگاه ($\mathrm{HHI}_{\mathrm{i.t}}$)، تولید ($\mathrm{Y}_{\mathrm{i.t}}$)، هزینه بنگاه ($\mathrm{M}_{\mathrm{i.t}}$)، مارک‌آپ یا قدرت بازاری بنگاه $\mathrm{L}_{\mathrm{i.t}}$ است.

1. Data Generating Process

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

هدف اصلی پژوهش، بررسی تکانه‌های بهره‌وری بر شاخص لرنر یا قدرت بازاری است. سایر متغیرها به‌عنوان متغیرهای کنترلی در الگو نیز پرداخته خواهد شد.

پارامترهای مدل در ماتریس C_k ارائه می‌گردند و A ماتریس خودهمبستگی هم‌زمان میان متغیرهای الگو است که فروض شناسایی در ماتریس مزبور بیان می‌شود. برای تطبیق (اصلاح کردن)[1] اثرات ثابت و برای ساده‌سازی نمادها، بردار $M\times 1$ از داده‌های موردنظر به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$z_{it} = (z_{1,it},...,z_{M,it})'$$
$$z_{it} = y_{it} - \bar{y}_i \qquad (۱۸)$$
$$\bar{y}_{m,it} = T_{t=1}^{-1}\sum_{t=1}^{T_i} y_{m,it} \forall i,m$$

همچنین در الگوی PSVAR، ε_{it} بردار $M\times 1$ تکانه‌های ساختاری نوفه سفید الگو است (پدرونی، ۲۰۱۳).

۴-۳. شناسایی و اعمال قیود بر ماتریس PSVAR

در رویکرد بلانچارد-کوا (۱۹۸۹)، شناسایی تکانه‌های ساختاری با اعمال یک سری محدودیت‌ها درباره اثرات بلندمدت تکانه‌ها بر برخی از متغیرها انجام می‌گیرد. تعداد محدودیت مؤثر بر معادله PSVAR به تعداد $\frac{1}{2}(M^2-M)$ بر ماتریس A(1) وارد می‌شود که در پژوهش حاضر با توجه به تعداد متغیرها؛۶ متغیر؛ تعداد قیود ۱۵ است. نحوه قرارگیری

1. Accommodate

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

متغیرها در ماتریس A(1) از درون‌زایی کمتر به بیشتر است. ε_{it} جملات اخلال ساختاری است که در آن ε_{it}^{L} تکانه قدرت بازاری، ε_{it}^{M} تکانه هزینه واسطه‌ای بنگاه، ε_{it}^{VA}تکانه تولید، ε_{it}^{HHI} اندازه بنگاه، ε_{it}^{K} تکانه سرمایه‌گذاری، ε_{it}^{TFP}تکانه بهره‌وری است.

بر اساس رویکرد بلانچارد-کوا، ۳ دسته محدودیت به‌منظور دستیابی به شناسایی در الگوی مارک‌آپ، در معادله اعمال می‌شود:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{it}^{TFP} \\ \varepsilon_{it}^{K} \\ \varepsilon_{it}^{HHI} \\ \varepsilon_{it}^{VA} \\ \varepsilon_{it}^{M} \\ \varepsilon_{it}^{L} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ + & + & 0 & 0 & 0 & 0 \\ + & + & + & 0 & 0 & 0 \\ + & + & + & + & 0 & 0 \\ - & - & - & - & + & 0 \\ + & + & + & + & - & + \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{it}^{TFP} \\ u_{it}^{K} \\ u_{it}^{HHI} \\ u_{it}^{VA} \\ u_{it}^{M} \\ u_{it}^{L} \end{bmatrix} \qquad (۱۹)$$

دسته اول از محدودیت‌ها، مربوط به فرض اقتصاد کوچک باز است. این نوع محدودیت‌ها، تلویحاً بیانگر این موضوع است که، تکانه‌های داخلی تأثیر بلندمدت روی متغیرهای خارجی ندارند. به‌عبارت‌دیگر، متغیرهای سرمایه‌گذاری، اندازه بنگاه، تولید، هزینه بنگاه و مارک‌آپ بر بهره‌وری بی‌اثرند. این محدودیت‌ها متضمن مقادیر صفر در ربع شمال شرقی ماتریس ضرایب است. لذا در سطر اول به‌غیراز عنصر a_{11} بقیه عناصر در ماتریس فوق صفر هستند.

دسته‌ی دوم از محدودیت‌ها که از مدل نظری استخراج می‌شود و متضمن اعمال قیودی درباره‌ی اثرات بلندمدت تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای درون‌زای داخلی است. این محدودیت‌ها مطابق با صفرهای ربع جنوب شرقی ماتریس A(1) است که یک جزء اخلال ساختاری خاص، تأثیر بلندمدتی بر سطح برخی متغیرهای دور نزا نمی‌گذارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

بر اساس آسموگلو[1]، ۲۰۰۲؛ حسینی و همکاران، ۱۳۹۲، بهره‌وری بالاتر سرمایه‌گذاری در فناوری و تجهیزات را تشویق می‌کند، زیرا بنگاه‌های با بهره‌وری بالا منابع بیشتری برای سرمایه‌گذاری دارند. این رابطه با تئوری رشد درون‌زای همخوانی دارد. بر اساس رومر (۲۰۱۲)، مدل‌های رشد درون‌زا استدلال می‌کنند که بهبود TFP از طریق نوآوری و پیشرفت تکنولوژی، انگیزه بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای را افزایش می‌دهد، زیرا بازده سرمایه‌گذاری با بهره‌وری بالاتر بیشتر می‌شود. آسموگلو (۲۰۰۲) در چارچوب تغییر فنی جهت‌دار[2] نشان می‌دهد که بهره‌وری بالاتر، سرمایه‌گذاری در فناوری‌های مکمل نیروی کار را تقویت می‌کند.

بر اساس مطالعه سیورسون، (۲۰۱۱)؛ اسماعیلی و صدقی، (۱۳۹۴) بنگاه‌های با TFP بالاتر معمولاً بزرگ‌تر می‌شوند، زیرا بهره‌وری بالاتر امکان تولید بیشتر و افزایش مقیاس را فراهم می‌کند. مطابق با تئوری انتخاب بازار[3] و مدل‌های تجارت بین‌الملل، بنگاه‌های با بهره‌وری بالاتر می‌توانند هزینه‌های تولید را کاهش دهند و سهم بازار بیشتری کسب کنند که به افزایش اندازه بنگاه منجر می‌شود. همچنین بهره‌وری بالاتر مستقیماً ارزش‌افزوده را افزایش می‌دهد، زیرا تولید بیشتری با همان میزان ورودی ایجاد می‌شود. این رابطه با تعریف پایه‌ای بهره‌وری (تولید خروجی بیشتر با ورودی ثابت) و تئوری تولید همخوانی دارد. در مدل‌های تولید کاب-داگلاس یاCES، افزایش TFP مستقیماً تولید (ارزش‌افزوده) را افزایش می‌دهد، زیرا کارایی استفاده از منابع بهبود می‌یابد.

---

1. Acemoglu
2. Directed Technical Change
3. Market Selection Theory

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

بر اساس مطالعات دولوکر و وارزینسکی ۲۰۱۲؛ حسینی و همکاران، ۱۳۹۲، بهره‌وری بالاتر هزینه‌های تولید را کاهش می‌دهد، زیرا کارایی بیشتر هزینه‌های متوسط را کاهش می‌دهد. این رابطه با تئوری هزینه‌های تولید واریان[1] ۱۹۹۸ همخوانی دارد. افزایش TFP به معنای استفاده کارآمدتر از منابع (کار، سرمایه، مواد اولیه) است که هزینه‌های متوسط تولید را کاهش می‌دهد.

بر اساس اقون و همکاران، (۲۰۰۵)؛ باسو، (۲۰۰۹)؛ ملیتز، (۲۰۰۳)، در بررسی اثر بهره‌وری بر قدرت بازاری می‌توان عنوان کرد که بهره‌وری بالاتر امکان تعیین قیمت‌های بالاتر و افزایش مارک‌آپ را فراهم می‌کند، اما در اقتصادهای درحال‌توسعه، ناکارآمدی‌های بازار (مانند موانع ورود، یارانه‌ها و تحریم‌ها) این رابطه را پیچیده می‌کنند.

بر اساس مطالعه ملیتز (۲۰۰۳) در تئوری سازمان صنعتی، بنگاه‌های با بهره‌وری بالاتر می‌توانند هزینه‌های تولید را کاهش دهند و مارک‌آپ بیشتری اعمال کنند، زیرا مزیت رقابتی آن‌ها افزایش می‌یابد. بااین‌حال، آقیون و همکاران (۲۰۰۵) در مدل‌های رقابت و نوآوری استدلال می‌کنند که بهره‌وری بالاتر ممکن است با افزایش رقابت؛ به‌ویژه در بازارهایی با موانع ورود پایین؛ مارک‌آپ‌ها را کاهش دهد. در اقتصادهای درحال‌توسعه مانند ایران، عواملی مانند تحریم‌ها یا یارانه‌ها می‌توانند این رابطه را مخدوش کنند، زیرا بنگاه‌ها ممکن است نتوانند قیمت‌ها را به‌طور کامل تنظیم کنند.

در بررسی اثر سرمایه‌بر متغیرها می‌توان عنوان کرد که مطابق با رومر (۲۰۱۲) سرمایه‌گذاری در تجهیزات پیشرفته مقیاس بنگاه را افزایش می‌دهد. در تئوری تولید،

1. Varian

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

افزایش سرمایه‌گذای ظرفیت تولید را بالا می‌برد که به بنگاه‌ها امکان گسترش مقیاس و استخدام نیروی کار بیشتر را می‌دهد. رومر (۲۰۱۲) در چارچوب رشد اقتصادی نشان می‌دهد که انباشت سرمایه به افزایش اندازه بنگاه‌ها کمک می‌کند.

همچنین بر اساس آسموگلو (۲۰۰۲) سرمایه‌گذاری بالاتر تولید را افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاری بیشتر ظرفیت تولیدی را بالا می‌برد. در مدل‌های تولید، سرمایه سرانه یکی از نهاده‌های اصلی تولید است و افزایش آن مستقیماً ارزش‌افزوده را افزایش می‌دهد. حسینی و همکاران (۱۳۹۲) نیز در ایران نشان دادند که سرمایه‌گذاری در صنایع تولیدی ایران ارزش‌افزوده را افزایش می‌دهد. بر اساس دولوکر و وارزینسکی (۲۰۱۲) سرمایه‌گذاری در فناوری هزینه‌های تولید را کاهش می‌دهد. سرمایه‌گذاری بالاتر به صرفه‌جویی‌های ناشی از فناوری منجر می‌شود. بر اساس تئوری سازمان صنعتی و بر اساس ملیتز و اوتاویانو (۲۰۰۸) سرمایه‌گذاری بالاتر مزیت رقابتی ایجاد می‌کند. بنگاه‌های با سرمایه بیشتر می‌توانند کیفیت محصول را بهبود دهند و مارک‌آپ بالاتری اعمال کنند. در ایران، خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۴) نشان دادند که سرمایه‌گذاری در صنایع انحصاری به افزایش قدرت قیمتی منجر می‌شود.

در بررسی اثر اندازه بنگاه بر ارزش‌افزوده بر اساس سیورسون (۲۰۱۱) و مدهوشی و رضایی (۱۳۹۴) بنگاه‌های بزرگ‌تر تولید و ظرفیت تولیدی بیشتری دارند. این اثر با تئوری صرفه‌جویی‌های مقیاس همخوانی دارد. بنگاه‌های بزرگ‌تر می‌توانند از منابع بیشتری استفاده کنند و تولید بیشتری داشته باشند.

همچنین دولوکر و وارزینسکی (۲۰۱۲) و خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۴) در ایران نشان دادند که بنگاه‌های بزرگ‌تر از صرفه‌جویی‌های مقیاس بهره‌مند می‌شوند. هزینه‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

ثابت در بنگاه‌های بزرگ‌تر بر تولید بیشتر سرشکن می‌شود. سرانجام در بررسی اثر اندازه بنگاه بر قدرت بازاری دولوکر و وارزینسکی (۲۰۱۲) نشان دادند که بنگاه‌های بزرگ‌تر قدرت بازار بیشتری دارند. سهم بازار بیشتر امکان اعمال مارک‌آپ بالاتر را فراهم می‌کند. در تئوری سازمان صنعتی، بنگاه‌های بزرگ‌تر به دلیل سهم بازار بیشتر، قدرت قیمتی بالاتری دارند. تیرول (۱۹۸۸) در مدل‌های انحصار و رقابت نشان می‌دهد که اندازه بنگاه باقدرت بازاری رابطه مثبت دارد. همچنین، خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۴) نشان دادند که بنگاه‌های بزرگ‌تر در صنایع انحصاری ایران قدرت قیمتی بیشتری دارند. به‌عبارت‌دیگر سهم بازار بیشتر امکان اعمال مارک‌آپ بالاتر را فراهم می‌کند.

در بررسی اثر ارزش‌افزوده بر هزینه متوسط بنگاه مطابق با تئوری صرفه‌های ناشی از مقیاس و بر اساس مطالعه سیورسون (۲۰۱۱) می‌توان عنوان کرد که افزایش تولید هزینه‌های متوسط را کاهش می‌دهد به‌عبارت‌دیگر تولید بیشتر هزینه‌های ثابت را بر واحدهای بیشتری سرشکن می‌کند. همچنین اثر ارزش‌افزوده بر قدرت بازاری؛ در تئوری سازمان صنعتی، تولید بالاتر می‌تواند با افزایش سهم بازار، قدرت قیمتی بنگاه‌ها را تقویت کند. ملیتز و اوتاویانو[1] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که بنگاه‌های با تولید بیشتر می‌توانند از مزیت مقیاس برای افزایش مارک‌آپ استفاده کنند. در ایران نیز خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۴) این رابطه را مثبت ارزیابی کردند.

سرانجام در بررسی هزینه واسطه‌ای بنگاه بر قدرت بازار می‌توان عنوان کرد که بر اساس دولوکر و وارزینسکی (۲۰۱۲) هزینه‌های بالاتر حاشیه سود را کاهش داده و قدرت بازار را

1. Melitz & Ottaviano

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

محدود می‌کند. بر اساس تئوری قیمت‌گذاری، افزایش هزینه متوسط (به دلیل افزایش هزینه‌های نهایی یا ثابت) حاشیه سود را کاهش می‌دهد که شاخص لرنر را پایین می‌آورد.

دسته سوم از محدودیت‌ها که از فرض متعامد بودن جملات اخلال ساختاری به دست می‌آید، محدودیت لازم دیگر را به‌منظور دستیابی به شناسایی کامل ماتریس A(1) را تأمین می‌نماید.

لازم به ذکر است به‌منظور بررسی اثر تکانه‌ها به عبارتی توابع واکنش آنی و همچنین تجزیه واریانس با الهام از پدرونی (۲۰۱۳) از نرم‌افزار Eviews استفاده گردیده است.

۴. برآورد مدل

قبل از برآورد و محاسبه شاخص لرنر آزمون ریشه واحد متغیرها صورت پذیرفت که در جدول زیر ارائه گردیده است:

جدول ۲. آزمون ریشه واحد متغیرهای موردبررسی الگو در سطح

متغیرهای موردبررسی	LLC		PP-Fisher	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
LQ	۰/۸۵۲	۰/۸۰۳	۳۰۱/۱۰۲	۰/۰۰۴
LL	-۰/۱۸۵	۰/۴۲۶	۳۰۳/۰۶۲	۰/۰۰۳
LLLL	۰/۱۸۳	۰/۵۷۲	۳۱۹/۴۴۴	۰/۰۰۰
LK	-۱۱/۵۸۳	۰/۰۰۰	۲۵۸۶/۳۸	۰/۰۰۰
LKLK	۱۱/۰۲۳	۰/۰۰۰	۲۴۸۹/۵۴	۰/۰۰۰
LM	۶/۵۴۰	۱/۰۰۰	۳۰۳/۴۳۴	۰/۰۰۳
LMLM	۶/۹۵۴	۱/۰۰۰	۳۰۰/۲۵۳	۰/۰۰۵
LLLK	۰/۲۰۶	۰/۵۸۱	۳۱۳/۷۵۹	۰/۰۰۰
LMLK	۲/۵۸۹	۰/۹۵۵	۲۸۴/۴۱۸	۰/۰۵۲
LMLL	۴/۰۳۳	۰/۹۸۴	۳۰۵/۷۵۲	۰/۰۰۲
LKLLLM	۳/۷۲۲	۰/۹۹۹	۳۰۶/۸۶۸	۰/۰۰۱

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

متغیرهای موردبررسی	LLC		PP-Fisher	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
LkT	۳/۳۸۹	۰/۹۹۹	۵۵۶/۴۹۵	۰/۰۰۰
LLT	۱/۵۸۸	۰/۹۴۳	۳۰۸/۴۷۴	۰/۰۰۱
LMT	۵/۹۹۲	۱/۰۰۰	۲۴۴/۴۱۳	۰/۷۵۷
باقیمانده مدل (ε)	-۷/۳۵	۰/۰۰۰	۶۴۸/۸۴۶	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌گردد به‌منظور آزمون مانایی از دو آزمون لوین لین چو و PP فیشر برای بررسی ریشه واحد در متغیرها استفاده‌شده است. بر اساس آزمون LLC اکثر متغیرها دارای ریشه واحد اما بر اساس PP فیشر در اکثر متغیرها (به‌جز LMT) دارای ریشه واحد نمی‌باشند. در این حالت، اگر باقیمانده‌های رگرسیون مانا باشند، می‌توان از سری در سطح در مدل بدون خطر ایجاد مشکل رگرسیون جعلی استفاده کرد (گرین، ۱۹۹۳؛ گرنجر، ۲۰۰۴). نتایج ADF و PP فیشر برای باقیمانده‌ها نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها مانا هستند؛ بنابراین، ما از تمام سری‌ها در سطح استفاده می‌شود.

برای آزمون معنی‌دار بودن داده‌های پنل از آزمون F استفاده‌شده است. نتایج پنل بودن مدل را تأیید کرده است همچنین برای آزمودن اثرات تصادفی و ثابت از آزمون هاسمن استفاده شد. با توجه به مقدار آماره این آزمون، فرضیه مدل با اثرات تصادفی رد نشده و مدل اثرات تصادفی دارد.

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

نتایج برآورد ضرایب و آماره t مدل تابع تولید ترانسلوگ به شرح جدول زیر است:

جدول ۳. نتایج مدل پنل دیتا برای برآورد شاخص لرنر

متغیرهای موردبررسی	نتایج برآورد	
	آماره	احتمال
c	۰/۷۴۸	۰/۴۳۲۴
LL	۱/۴۰۲	۰/۰۰۰
LK	-۰/۳۲۴	۰/۰۰۳
LM	۰/۲۰۱	۰/۰۳۸
LLLL	۰/۰۹۴	۰/۰۰۰
LKLK	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰
LMLM	۰/۰۳۸	۰/۰۰۰
LLLK	-۰/۰۷۳	۰/۰۰۰
LMLK	۰/۰۷۱	۰/۰۰۰
LMLL	-۰/۱۶۳	۰/۰۰۰
LKLLLM	۰/۰۰۰۱	۰/۸۴۸
T	۰/۰۶۸	۰/۰۰۰
TT	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
LKT	-۰/۰۰۱	۰/۲۶۱
LLT	۰/۰۰۶	۰/۰۱۳
LMT	-۰/۰۰۱	۰/۲۹۶
R^2	۰/۹۵	
R^2تعدیل‌شده	۰/۹۵	
F	۳۲۵۷/۵۷	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

مدل در حالت کلی معنادار است زیرا احتمال آماره F کمتر از ۰/۰۵ است. طبق نتایج مدل برخی از متغیرها ازجمله LKT،LKLLLM و LMT معنادار نیستند و سایر متغیرها معنادارند.R^2 و R^2 تعدیل‌شده مدل نشان می‌دهند که ۹۵ درصد متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل مدل توضیح داده‌شده است. با توجه به نتایج برآوردها مارک‌آپ و شاخص لرنر طی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۴۰۱ به تفکیک کدهای چهاررقمی در ۱۲۰ بنگاه محاسبه می‌گردند.

پیش از برآورد الگوهاPSVAR ، بایستی مانایی تمام متغیرهای موردمطالعه، موردبررسی قرار گیرند. برای این منظور از دو روش لوین لین چو[1] (LLC) و PP فیشر؛ برای بررسی نامانایی جمعی متغیرها در داده‌های پنل استفاده‌شده است. با توجه به خصوصیات هر یک از آزمون‌های ریشه واحد، مانایی متغیرها توسط حداقل یکی از این روش‌ها ملاک قرار خواهند.

جدول ۴. آزمون ریشه واحد متغیرهای موردبررسی الگو در سطح

متغیرهای موردبررسی	LLC		PP - Fisher	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
TFP	-۷/۲۷۹	۰۰۰/۰	۲۸۴/۵۶۹	۰/۰۲۵۶
K	-۱/۷۵۸	۱/۰۳۹	۴۲۰/۰۲۸	۰/۰۰۰
HHI	-۴/۴۴۸	۰۰۰/۰	۲۸۱/۵۲	۰/۰۳۳
Y	۰/۸۵۲	۰/۸۰۳	۳۰۲/۱۰۲	۰/۰۰۴
M	-۱۲/۲۶۴	۰/۰۰۰	۶۵۷/۲۵۴	۰/۰۰۰
L	-۱۲/۴۷۸	۰/۰۰۰	۵۶۷/۹۹۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Levin, Lin & Chu

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

همان‌طورکه در جدول (۴) مشاهده می‌شود، آزمون PP فیشر ملاک قرارگرفته و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها، در هر آن آزمون رد می‌شود، به این معنا که کلیه متغیرهای مدل مانا هستند. با حصول اطمینان از پایایی متغیرها دیگر نیازی به انجام آزمون هم جمعی وجود ندارد.

جدول ۵. آزمون تعیین وقفه بهینه

الگوی مارک‌آپ					
وقفه	LogL	LR	AIC	SC	HQ
۰	۶۲۱۰/۷۱-	NA	۸/۰۶	۸/۰۸	۸/۰۷
۱	۱۲۴۱/۰۳	۱۴۸۳۵/۸۵	-۱/۵۵	-۱/۴۰	-۱/۵۰
۲	۱۴۱۰/۷۸	۳۶۶/۶۳	۱/۷۲-	*۱/۴۵ -	۱/۶۲-
۳	۱۵۳۵/۷۹	۲۴۶/۹۵	۱/۸۴-	۱/۴۴-	۱/۶۹-
۴	۱۶۵۶/۸۴	۲۳۸/۱۵	۱/۹۵-	۱/۴۳-	۱/۷۶-
۵	۱۷۲۴/۷۲	۱۳۳/۰۴	۱/۹۹-	۱/۳۵-	۱/۷۵-
۶	۱۷۹۶/۸۰	۱۴۰/۶۸	۲/۰۴-	۱/۲۷-	۱/۷۵-
۷	۱۸۶۶/۶۸	۱۳۵/۸۶	۲/۰۸-	۱/۱۹-	۱/۷۵-
۸	۲۰۵۲/۷۵	*۳۶۰/۳۲	*۲/۲۸ -	۱/۲۶-	*۱/۹۰ -

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یکی از مهم‌ترین مسئله در الگوهای خود توضیح برداری ساختاری پیش از برآورد الگو، تعیین طول وقفه بهینه است. در این زمینه آزمون‌های متعددی همچون، آزمون ضریب لاگرانژ (LR)، معیار آکائیک (AIC)، معیار شوارتز (SC) و معیار حنان-کوئین (HQ) و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

معیار خطای پیش‌بینی (FPE)[1] وجود دارد. بر اساس معیار شوارتز وقفه دو، به‌عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. اگرچه بر اساس معیارهای دیگر، وقفه بهینه به ترتیب ۸ انتخاب‌شده است، اما به دلیل این‌که انتخاب وقفه بزرگ‌تر موجب می‌شود درجه آزادی بیشتری از دست رود، وقفه ۲ به‌عنوان وقفه بهینه در الگو انتخاب می‌شود. همچنین بررسی آزمون ثبات الگو نشان داده‌اند که مقادیر ویژه در داخل دایره واحد قرارگرفته‌اند درنتیجه پایداری در الگو وجود دارد.[2]

توابع واکنش آنی[3] الگوی PSVAR و اثرگذاری قدرت بازار صنعتی در ایران از تکانه‌های پژوهش در نمودار زیر ارائه‌شده است. توابع واکنش آنی پاسخ متغیرهای مدل (مانند مارک‌آپ) به تکانه‌های یک انحراف معیار در متغیرهای دیگر (مانند بهره‌وری یا هزینه) را در طول زمان بررسی می‌کنند و نشان‌دهنده جهت، شدت و پایداری این اثرات هستند.

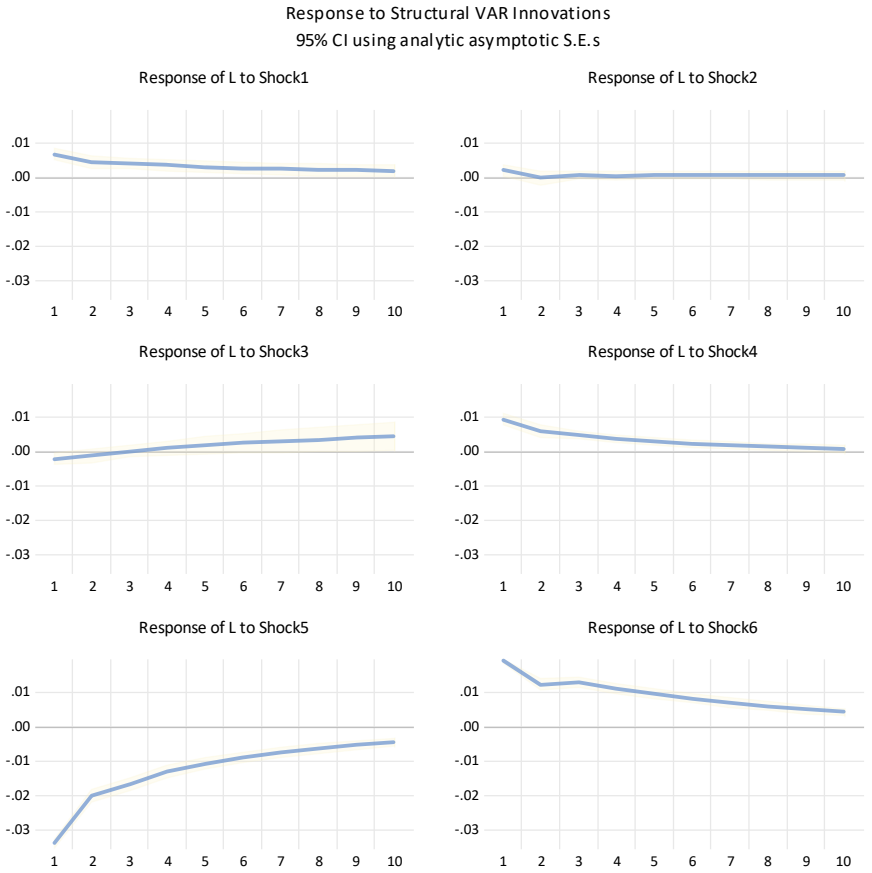
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

1. Sequential Modified LR Test Statistic(LR), Final Prediction Error(FPE), Akaike Information Criterion(AIC), Schwarz Information Criterion(SC), Hannan-Quinn Information Criterion(HQ).

۲. نتایج آزمون ثبات در پیوست ارائه گردیده است.

3. Impulse Response Functions



نمودار ۱. اثر تکانه‌های واکنش آنی بر قدرت بازاری صنایع در ایران

نمودار (۱) تابع واکنش آنی تکانه‌های مشترک مؤثر بر مارک‌آپ ۱۲۰ بنگاه صنعتی در ایران را نمایش می‌دهد. همان‌طور که در نمودار مشخص است در میان تکانه‌های موردبررسی (به‌غیراز تکانه خود متغیر) بیشترین اثرگذاری را تکانه هزینه واسطه بر مارک‌آپ دارد. سپس تکانه‌های ارزش‌افزوده بنگاه‌ها و بهره‌وری بیشترین اثرگذاری را در میان متغیرهای موردبررسی در ایران دارند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

بر اساس این نمودار تکانه مشترک بهره‌وری به‌اندازه یک انحراف معیار موجب پاسخ مثبت، مطابق تئوری در قدرت بازاری صنایع می‌شودکه پس از گذشت ۴ سال اثرات آن میرا می‌شود. بر اساس تئوری سازمان صنعتی، اگیون و همکاران (۲۰۰۵) استدلال می‌کنند که بهبود بهره‌وری می‌تواند رقابت را افزایش دهد و مارک‌آپ‌ها را کاهش دهد، درحالی‌که باسو (۲۰۱۹) و ملیتز (۲۰۰۳) تأکید می‌کند وجود افزایش بهره‌وری، مارک‌آپ‌ها را تقویت کند. هزینه‌های پایین‌تر امکان تعیین قیمت‌های بالاتر و افزایش مارک‌آپ را فراهم می‌کند.

به‌طورکلی نتایج مطالعه نشان داد که تکانه مثبت بهره‌وری در بنگاه‌های صنعتی ایران طی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۴۰۱، قدرت بازاری (مارک‌آپ) آن‌ها را افزایش داده است، به‌طوری‌که بنگاه‌ها با بهبود بهره‌وری (از طریق فناوری، مدیریت بهتر یا استفاده کارآمدتر از منابع) توانسته‌اند حاشیه سود بیشتری کسب کنند یا قیمت‌های بالاتری اعمال کنند. این امر می‌تواند ناشی از ساختارهای انحصاری یا شبه‌انحصاری بازار، کاهش رقابت، تمایز محصولات، نوع مالکیت بنگاه‌ها یا تأثیر عوامل اقتصاد کلان مانند تحریم‌ها، تورم بالا و محدودیت‌های تجاری باشد که بنگاه‌ها را به افزایش مارک‌آپ به‌جای کاهش قیمت‌ها سوق داده است. در چارچوب مدل‌های نیوکینزی و رقابت ناقص، این رفتار در بازارهای با کشش قیمتی پایین یا رقابت محدود شایع‌تر است.

تکانه مشترک سرمایه‌گذاری به‌اندازه یک انحراف معیار موجب افزایش قدرت بازاری در صنایع ایران می‌شود اگرچه اثر آن بسیار اندک است این اثر در سال سوم همگرا می‌شود. بر اساس تئوری سازمان صنعتی و بر اساس ملیتز و اوتاویانو (۲۰۰۸) سرمایه‌گذاری بالاتر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

مزیت رقابتی ایجاد می‌کند. بنگاه‌های با سرمایه بیشتر می‌توانند کیفیت محصول را بهبود دهند و مارک‌آپ بالاتری اعمال کنند.

اثر تکانه مشترک تمرکز بنگاه‌ها بر قدرت بازاری صنایع بی‌معنا و واگراست. به‌عبارت‌دیگر در ابتدا اثر کاهشی و سپس بعد از ۲ سال اثر افزایشی و در بلندمدت واگرا گردیده است. نتایج مدل PSVAR، یک رابطه پویا و دومرحله‌ای بین تمرکز و قدرت بازار را نشان می‌دهد. اثر منفی در کوتاه‌مدت احتمالاً نشان‌دهنده واکنش رقابتی بازار یا اثرات تنظیمی است که مانع از بهره‌برداری بنگاه‌ها از موقعیت متمرکز خود می‌شود. بااین‌حال، معکوس شدن این رابطه و مثبت شدن در بلندمدت، حاکی از تحقق تدریجی قدرت انحصاری در ساختار متمرکز بازار است، جایی که بنگاه‌های مسلط درنهایت موفق می‌شوند موانع ورود را تقویت کرده و قیمت‌ها را بالاتر از هزینه نهایی حفظ کنند. این واگرایی زمانی، بر اهمیت در نظر گرفتن افق زمانی و پویایی‌های نهادی در تحلیل ساختار بازار تأکید می‌کند.

همچنین تکانه ارزش‌افزوده بنگاه به‌اندازه یک انحراف معیار، باعث افزایش قدرت بازاری بنگاه می‌شود که اثر آن پس از گذشت ۷ سال همگرا می‌شود. به‌عبارت‌دیگر بر اساس تئوری سازمان صنعتی، تولید بالاتر می‌تواند با افزایش سهم بازار، قدرت قیمتی بنگاه‌ها را تقویت کند.

سرانجام اثرتکانه مشترک هزینه واسطه‌ای بنگاه صنعتی بر قدرت بازاری صنایع ایران منفی و مطابق تئوری و معنادار ارزیابی‌شده است. بر اساس تئوری قیمت‌گذاری، افزایش هزینه متوسط (به دلیل افزایش هزینه‌های نهایی یا ثابت) حاشیه سود را کاهش می‌دهد که شاخص لرنر را پایین می‌آورد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

تجزیه واریانس، نشان‌دهنده سهم نسبی هر متغیر در تغییرات سایر متغیرها است. تجزیه واریانس تکانه‌های مشترک در جدول (۶) نشان داده‌شده است.

جدول ۶. بررسی تجزیه واریانس قدرت بازاری صنایع در ایران

Shock6	Shock5	Shock4	Shock3	Shock2	Shock1	S.E.	Period
۲۲/۱۸۹	۶۹/۳۲۳	۵/۲۱۵	۰/۲۹۶	۰/۲۴۰	۲/۷۳۵	۰/۶۴	۱
۲۲/۸۰۲	۶۸/۵۸۰	۵/۳۰۹	۰/۲۸۴	۰/۱۷۸	۲/۸۴۴	۰/۸۲	۲
۲۴/۸۲۵	۶۶/۶۶۰	۵/۱۸۵	۰/۲۳۳	۰/۱۶۳	۲/۹۳۰	۰/۹۳	۳
۲۶/۲۲۵	۶۵/۲۹۸	۵/۰۸۲	۰/۲۳۴	۰/۱۵۲	۳/۰۰۶	۱/۰۰۸	۴
۲۷/۲۳۰	۶۴/۲۷۰	۴/۹۷۴	۰/۳۰۰	۰/۱۵۱	۳/۰۷۲	۱/۰۶۱	۵
۲۷/۸۸۴	۶۳/۵۱۴	۴/۸۷۶	۰/۴۴۰	۰/۱۵۳	۳/۱۳۰	۱/۰۹۹	۶
۲۸/۲۸۹	۶۲/۹۲۴	۴/۷۸۷	۰/۶۵۷	۰/۱۵۷	۳/۱۸۳	۱/۱۲۷	۷
۲۸/۵۱۲	۶۲/۴۳۱	۴/۷۰۷	۰/۹۵۴	۰/۱۶۲	۳/۲۳۲	۱/۱۴۸	۸
۲۸/۶۰۳	۶۱/۹۸۷	۴/۶۳۵۲	۱/۳۲۹	۰/۱۶۹	۳/۲۷۵	۱/۱۶۳	۹
۲۸/۵۹۶	۶۱/۵۵۹	۴/۵۶۹	۱/۷۸۱	۰/۱۷۶	۳/۳۱۵	۱/۱۷۴	۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تجزیه واریانس، نشان‌دهنده سهم نسبی هر متغیر در تغییرات سایرمتغیرها است. تجزیه واریانس تکانه‌های مشترک در جدول (۶) نشان می‌دهد که در میان تکانه متغیرها بیشترین سهم در تغییر قدرت بازار صنایع (سهمی ۶۹ درصدی)، مربوط هزینه بنگاه است. سهم نسبی تکانه بهره‌وری در تغییرات متغیر قدرت بازاری صنایع ۲/۷ درصد است. روند این سهم طی ۱۰ سال افزایشی بوده و طی زمان سهم اثرگذاری آن افزایش می‌یابد. سهم تکانه سرمایه‌گذای بر قدرت بازاری ۰/۲۴ درصد است که کمترین سهم را میان تکانه‌ها بر قدرت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

بازاری دارد. سهم شاخص سهم بازار (تمرکز) بر قدرت بازار ۰/۲۹ درصد است و روند این سهم طی ۱۰ سال افزایشی بوده و طی زمان سهم اثرگذاری آن افزایش می‌یابد. سهم تکانه ارزش‌افزوده و تولید بر قدرت بازاری صنایع نیز بیش از ۵ درصد است و کاهش تدریجی طی زمان خواهد داشت.

۵. جمع‌بندی

به‌طورکلی در تئوری‌های اقتصادی، بهره‌وری بالا می‌تواند هم به افزایش قدرت بازاری و هم به تقویت رقابت‌پذیری بینجامد. بااین‌حال، در اقتصاد ایران با ساختارهای انحصاری و موانع ورود، این پرسش اساسی مطرح است که «آیا بهبود بهره‌وری درنهایت به افزایش رقابت‌پذیری می‌انجامد یا صرفاً به تقویت انحصارهای موجود کمک می‌کند؟»

شواهد نشان می‌دهد در شرایط کنونی ایران، افزایش بهره‌وری ممکن است در کوتاه‌مدت از طریق قدرت بازاری به بقای بنگاه‌ها کمک کند، اما در بلندمدت، تداوم انحصارها می‌تواند به کاهش رقابت، افزایش قیمت‌ها و تضعیف کارایی اقتصادی منجر شود. با توجه به شکاف پژوهشی موجود در بررسی رابطه پویا بین بهره‌وری و قدرت بازاری در ایران، این پژوهش با به‌کارگیری روش‌های پیشرفته اقتصادسنجی به تحلیل این رابطه در صنایع تولیدی ایران می‌پردازد.

هدف از این پژوهش بررسی اثر تکانه بهره‌وری بر قدرت بازاری ۱۲۰ بنگاه صنعتی ایران در سطح کدهای چهاررقمی طی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۴۰۱ (۲۵۲۰ نمونه) با استفاده از مدل پنل SVAR بوده است. بر این اساس برای محاسبه قدرت بازاری صنایع ایران از تابع ترانسلوگ استفاده‌شده است. به‌منظور برآورد این تابع، از محاسبه موجودی سرمایه از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

طریق مدل کلاین استفاده‌شده است. همچنین برای برآورد آن از پنل دیتا به‌منظور استخراج ضرایب استفاده شد. علاوه بر آن به‌منظور بررسی بیشتر عوامل مؤثر از سرمایه‌گذاری، اندازه بنگاه، ارزش‌افزوده، هزینه واسطه‌ای به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده‌شده است. از نوآوری‌های این پژوهش بررسی پویایی رابطه و مدل اقتصادسنجی آن بوده است.

۶. نتیجه‌گیری

به‌طورکلی، بررسی اثر بهره‌وری بر قدرت بازاری بنگاه‌های صنعتی ایران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۴۰۱ با استفاده از مدل پنل SVAR نشان داد که تکانه‌های بهره‌وری، اثر مثبت (با سهم ۲/۷ درصدی در واریانس) بر مارک‌آپ دارند. این یافته با تئوری‌های سازمان صنعتی و باسو (۲۰۱۹) همسو است که می‌گویند بنگاه‌های کارآمدتر می‌توانند حاشیه سود بیشتری کسب کنند که این نتیجه در ایران، به دلیل ساختارهای انحصاری و محدودیت‌های اقتصادی هم‌راستاست. بهره‌وری بالاتر، از طریق کاهش هزینه‌های نهایی، می‌تواند توانایی قیمت‌گذاری و جایگاه رقابتی بنگاه‌ها را تقویت کند، اما این پتانسیل به دلیل موانع ساختاری و هزینه‌های بالای نهاده‌های واسطه‌ای تحریم، مالکیت بنگاه‌ها به‌طور کامل محقق نمی‌شود. ارزش‌افزوده بنگاه‌ها با سهمی بیش از ۵ درصد، قدرت قیمتی را تا هفت سال تقویت می‌کند که نشان‌دهنده اهمیت ظرفیت تولید در افزایش توان رقابتی است. سرمایه‌گذای اثر اندکی (۰/۲۳ درصد) دارد و سهم بنگاه اثری نوسانی و واگرا دارد. به‌عبارت‌دیگر، اثر شوک تمرکز روی قدرت بازار دائمی یا حتی فزاینده است درواقع باگذشت زمان، بنگاه‌های بزرگ به دلیل حمایت‌های دولتی و رانت‌ها، ساختار اقتصاد و شوک‌های خارجی، قدرت بازار بیشتری انباشت می‌کنند. مهم‌تر از همه، هزینه نهاده‌های واسطه‌ای با سهمی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

۶۹درصدی، اثر منفی و معناداری بر قدرت بازاری دارد که نشان می‌دهد صنایع ایران به‌شدت تحت تأثیر هزینه‌های تولید هستند. این موضوع ریشه در وابستگی به مواد اولیه وارداتی، نوسانات ارزی، تورم بالا و تحریم‌ها دارد که بنگاه‌ها را وادار به تمرکز بر حفظ حاشیه سود به‌جای رقابت قیمتی کرده است.

۷. پیشنهادات سیاستی

بر اساس یافته‌های پژوهش، رقابت‌پذیری (شامل نوآوری، افزایش سهم بازار و ارائه محصولات باکیفیت بالاتر یا قیمت پایین‌تر) برای رشد اقتصادی پایدار در ایران ضروری است. بااین‌حال، در شرایط کنونی، قدرت بازاری نیز به دلیل هزینه‌های بالای تولید و محدودیت‌های خارجی (مانند تحریم‌ها) نقش حمایتی برای بقا و ثبات بنگاه‌ها ایفا می‌کند. برای تعادل بین این دو، سیاست‌ها باید بهره‌وری را به‌جای تقویت انحصار، به سمت رقابت‌پذیری هدایت کنند.

در همین راستا و با استناد به یافته‌های مدل و تحلیل‌های انجام‌شده، سیاست‌های عملی زیر پیشنهاد می‌گردد:

- **طراحی مشوق‌های بهره‌وری با مکانیزم‌های ضد انحصاری**: با توجه به سهم مثبت ۷/۲ درصدی شوک بهره‌وری در افزایش مارک‌آپ، سیاست‌های حمایتی برای بهبود بهره‌وری (مانند اعطای تسهیلات ارزان‌قیمت یا معافیت‌های مالیاتی) باید به گونه‌ای طراحی شوند که مشروط به انتقال بخشی از منافع حاصل از بهره‌وری (از طریق کاهش قیمت‌ها یا بهبود کیفیت) به مصرف‌کننده گردند. این امر از تثبیت و تقویت انحصار در بلندمدت جلوگیری می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

- **مدیریت راهبردی هزینه‌های واسطه‌ای با اولویت‌بندی بخش‌ها:** با توجه به سهم بسیار بالا و منفی ۶۹ درصدی شوک هزینه نهاده‌های واسطه‌ای در کاهش قدرت بازاری، سیاست‌گذار باید با اولویت‌بندی صنایع، منابع محدود ارزی و یارانه‌ای را به سمت بنگاه‌ها و صنایعی هدایت کند که: دارای بیشترین پتانسیل برای ایجاد ارزش‌افزوده بالا (با توجه به سهم ۵ درصدی و مثبت این متغیر) هستند.این هدفمندسازی، اثر مخرب شوک هزینه‌ای را خنثی و به ثبات مارک‌آپ کمک می‌کند.
- **جهت‌دهی سرمایه‌گذاری‌ها به سمت فعالیت‌های ارزش‌آفرین:** از آنجا که سرمایه‌گذای اثر کمی (۰/۲۳ درصد) بر قدرت بازار دارد، اما شوک ارزش‌افزوده اثری قوی و پایدار (تا ۷ دوره) دارد، سیاست‌های تشویقی باید بر سرمایه‌گذاری در طرح‌هایی متمرکز شود که منجر به خلق ارزش‌افزوده واقعی، تنوع بخشی به محصولات و ارتقای زنجیره ارزش می‌شوند، نه صرفاً افزایش حجم سرمایه فیزیکی.
- **نظارت پویا بر تمرکز بازار و جلوگیری از انباشت قدرت بازاری:** با توجه به یافته تحقیق، نهادهای ناظر بر رقابت (مانند سازمان حمایت از مصرف‌کننده و تولیدکننده) باید به طور مستمر رفتار بنگاه‌های بزرگ را رصد کرده و با اتخاذ سیاست‌هایی مانند مقررات‌زدایی از ورود بنگاه‌های جدید و جلوگیری از ادغام‌های ضدرقابتی، از انباشت غیرکارای قدرت بازار جلوگیری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

کنند. این اقدام مستقیماً از نتیجه «انباشت قدرت بازار بیشتر توسط بنگاه‌های بزرگ به دلیل حمایت‌های دولتی و رانت‌ها» نشأت می‌گیرد.

به طور کلی، سیاست‌گذار باید به‌جای دیدگاه تک‌بعدی، یک استراتژی ترکیبی اتخاذ کند: از یک سو با مدیریت هزینه‌های واسطه‌ای (با سهم ۶۹ درصدی) و هدایت سرمایه‌گذاری به سمت خلق ارزش‌افزوده (با سهم ۵ درصدی)، بستر بقای بنگاه‌ها را فراهم کند و از سوی دیگر، با کاربردی کردن مشوق‌های بهره‌وری (با سهم ۷/۲درصدی) و نظارت بر تمرکز بازار، اطمینان حاصل کند که دستاوردهای بهره‌وری در نهایت به تقویت رقابت‌پذیری و نه تحکیم انحصار می‌انجامد.

منابع

Acemoglu D. (2002). "Directed Technical Change". *American Economic Review*, 92(5), 1319–1339.

Acemoglu D. & P. Restrepo (2018). "The Race Between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment". *American Economic Review*, 108(6), 1466–1542.

Acemoglu D. & P. Restrepo (2020). "Robots and Jobs: Evidence from U.S. Labor Markets". *Journal of Political Economy*, 128(6), 2188–2244.

Aghion P. & R. Griffith (2005). *Competition and Growth: Reconciling Theory and Evidence*. Cambridge, MA: MIT Press.

Aghion P., Bloom N., Blundell R., Griffith R. & P. Howitt (2005). "Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship". *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 701–728.

Akhani Sarlak, Ahmad Haji & Saeidifar Gholamali (2024). "Investigating the Impact of Energy Subsidies on the Market Power of Iranian Industry". *Economic Policy*, 15(30), 140–165 (In Persian).

Amiri Maghsoud & Hadi Nejad. (2015). "Evaluation and Analysis of Productivity Indicators in Manufacturing Industries Using the

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

PROMETHEE Technique". *Productivity Management*, 4(35), 7–38 (In Persian).

Ashrafzadeh Seyed Hamidreza & Nassirzad Mehran (2008). The Impact of Globalization and WTO Accession on the Profitability of Industries. *Journal of Economic Research*, 84(3), 1–15 (In Persian).

Bartelsman E. J. & M. Doms (1998). "Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata". *Journal of Economic Perspectives*, 12(3), 151–174.

Basu, S. (2019). "Are Price-Cost Margins Rising in the United States? A Discussion of the Evidence". *Journal of Economic Perspectives*, 33(3), 3–22.

De Loecker J. & F. Warzynski (2012). "Markups and Firm-Level Export Status". *American Economic Review*, 102(6), 2437–2471.

De Monte E. (2024). "Productivity, Markups, and Reallocation: Evidence from French Manufacturing Firms from 1994 to 2016". *ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper*, (2).

Demirer M. (2022). "Production Function Estimation with Factor Augmenting Technology: An Application to Markups". *Working Paper, MIT Sloan School of Management*.

Doraszelski U. & J. Jaumandreu (2019). Using Cost Minimization to Estimate Markups. *CEPR Discussion Paper*, No. 14114.

Elsayed R. A. A. (2023). "The Effect of Investment in the Brand Value Chain on Profitability and Market Value of the Firm: Lesson of Success Taken from Amazon". *Future Business Journal*, 9(1), 19.

Esmaeili Nahid & Sedghi, Amir (2015). *Productivity Management and Factors Affecting Human Resource Productivity*. International Conference on Management, Economics, and Industrial Engineering, Tehran, Iran.

Hall R. E. (1988). "The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry". *Journal of Political Economy*, 96(5), 921–947.

Hicks J. (1932). *The Theory of Wages*. London: MacMillan.

Hosseini Seyed Shamseddin et al. (2013). "Analysis of Factors Affecting Total Factor Productivity in Iran's Manufacturing Industries". *Iranian Economic Research Quarterly*, 18(55), 29–54 (In Persian).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

Jaumandreu J. & R. Lopez (2024). "Markups in US Food Manufacturing Accounting for Non-Neutral Productivity". *Journal of Agricultural Economics*, 75(2), 573–591.

Kendrick J. W. (1961). *Productivity Trends in the United States*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Khodadad Kashi, Farhad et al. (2015). "Investigating the Relationship Between Profitability Ratio, Degree of Concentration, and Economies of Scale in Iran's Manufacturing Industries". *Journal of Economic Research*, 50(3), 567–589 (In Persian).

Khodadad Kashi, Farhad; Ahmadian, Majid; Shaygani, Bita & Jani, Siavash. (2012). "Investigating the Impact of Supportive Policies and Trade Liberalization on the Performance of Industries with Emphasis on Their Competitiveness (Case Study: Iranian Industries)". *Scientific-Research Quarterly of Planning and Budgeting*, 7(1), 91–108 (In Persian).

Kim E. (2000). "Trade Liberalization and Productivity Growth in Korean Manufacturing Industries: Price Protection, Market Power, and Scale Efficiency". *Journal of Development Economics*, 62(1), 55–83.

Lerner A. P. (1934). "The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power". *Review of Economic Studies*, 1(3), 157–175.

Madhoushi Mehrdad & Rezaei Faezeh. (2015). "Investigating the Impact of Company Size and Industry Growth Rate on the Survival of New Entrant Companies in the Electrical and Electronics Industries of Mazandaran Province". *Scientific Journal Management System*, 13(37), 37–54 (In Persian).

Melitz M.J. (2003). "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity". *Econometrica*, 71(6), 1695–1725.

Melitz M. J. & G.I.P. Ottaviano (2008). "Market Size, Trade, and Productivity". *Quarterly Journal of Economics*, 123(1), 295–316.

Melitz M. & S. Polanec (2015). "Dynamic Olley-Pakes Decomposition with Entry and Exit". *RAND Journal of Economics*, 46(2), 362–375.

Mohammadzadeh Salteh, Heidar. (2016). "The Impact of Investment Opportunities, Company Growth, and Capital Productivity on Company Performance in Iran's Capital Market". *Productivity Management Journal*, 1(36), 141–162 (In Persian).

Nickell S. J. (1996). "Competition and Corporate Performance". *Journal of Political Economy*, 104(4), 724–746.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]

Olley S. & A. Pakes (1996). "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Industry". *Econometrica*, 64(6), 1263–1297.
Porter M. E. (1990). *The Competitive Advantage of Nations*. New York: Free Press.
Raval D. (2019). "The Micro Elasticity of Substitution and Non-Neutral Technology". *RAND Journal of Economics*, 50(1), 147–167.
Raval D. (2023). "Testing the Production Approach to Markup Estimation". *Review of Economic Studies*, 90, 2592–2611.
Rivera-Padilla A. (2023). "Market Power, Output, and Productivity". *Economics Letters*, 232, 111318.
Romer P. M. (2012). *Advanced Macroeconomics* (4th ed.). New York: McGraw-Hill.
Syverson C. (2011). "What Determines Productivity?". *Journal of Economic Literature*, 49(2), 326–365.
Tirole J. (1988). *The Theory of Industrial Organization*. Cambridge, MA: MIT Press.
Wang Y. & S. Li (2025). **"**A study of the impact of technological innovation in food production on the resilience of the food industry", *Journal of Innovation & Knowledge* ,10(4):100756, DOI:10.1016/j.jik.2025.100756

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-24]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.118.64]