

اندازه رقابت، انحصار و الگوی رفتاری در بخش صنعت ایران با استفاده از رویکرد غیرساختاری

فرهاد خداداد کاشی* سمانه نورانی آزاد**

مرضیه اسحاقی گرجی***

پذیرش: ۹۵/۸/۱

دریافت: ۹۵/۲/۲۲

قدرت بازاری / آماره H / تمرکز / صرفه مقیاس / شدت مضار هزینه‌ای

چکیده

در این مقاله، ضمن معرفی روش‌های ساختاری و غیرساختاری اندازه‌گیری قدرت انحصاری، تلاش می‌شود اندازه قدرت انحصاری در بازارهای صنعتی ایران براساس روش غیرساختاری ارزیابی شود. برای تحقق این هدف، از داده‌های خام ۱۳۱ صنعت کد چهار رقمی ISIC در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۵ استفاده شده است. براساس نتایج پژوهش، درصد بالایی از صنایع ایران تمرکز متوسط به بالا داشته و همچنین، اندازه موائع ورود برای درصد قابل توجهی از صنایع بسیار بالا است. از طرف دیگر، صنایع ایران از صرفه‌های مقیاس برخوردار نبوده و علاوه بر این، نتایج پژوهش با استفاده از رویکرد پانزار – راس دلالت بر آن دارد که بازارهای صنعتی ایران نیز رقابتی نیستند.

طبقه‌بندی JEL: L70, L13, L10

khodadad@pnu.ac.ir

noraniazad@pnu.ac.ir

marziyeheshaghigori@gmail.com

*. استاد تمام گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

**. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

***. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

■ سمانه نورانی آزاد، مسئول مکاتبات.

مقدمه

رقابت^۱ لازمه پویایی اقتصاد بوده و به عنوان عنصر ضروری عملکرد^۲ مناسب اقتصاد و صنعت شناخته شده است که علاوه بر تأمین دستاوردهای عظیم اقتصادی – از جمله توسعه اقتصادی، افزایش کارایی، کاهش هزینه‌های تولید و توسعه مشارکت بخش خصوصی – به افزایش تنوع، آزادی انتخاب، افزایش اشتغال و رفاه مصرف کنندگان نیز ختم می‌شود. بنابراین، بسیاری از کشورها، مسیر توسعه خود را از طریق ارتقای رقابت دنبال می‌کنند. همچنین، تجربه بیشتر کشورهای دنیا نشانگر وجود رابطه‌ای مثبت میان اندازه اقتصاد و اندازه رقابت یا میزان پایبندی به رقابت است. در حال حاضر، در اقتصاد ایران نیز سیاست‌گذاران اقتصادی رفع انحصار و تسهیل رقابت را اهرم توسعه دانسته و در برنامه‌های توسعه، سند چشم‌انداز ۱۴۰۴، سند اقتصاد مقاومتی و قانون اجرای سیاست‌های کلی اصل ۴۴، بر توسعه و مشارکت بخش خصوصی، کاهش نقش دولت و افزایش بهره‌وری تأکید بسیار دارند؛ که البته تحقق تمام این اهداف از طریق رقابتی شدن اقتصاد امکان‌پذیر است.^۳

از سوی دیگر، در میان زیربخش‌های مختلف اقتصادی، بخش صنعت به دلیل اهمیت ویژه در تأمین مایحتاج جامعه و افزایش رفاه اقتصادی و اجتماعی، حوزه پویایی بسیاری از مطالعات و تحقیقات تجربی است؛ بنابراین، مطالعه متغیرهای ساختاری و اندازه‌گیری قدرت بازاری در بخش صنعت اهمیت قابل توجهی در ارزیابی شرایط این بخش و میزان موفقیت در احراز اهداف اسناد بالادستی دارد.

امروزه مطالعه علمی قدرت بازاری^۴ و عوامل مؤثر در شکل‌گیری آن در بخش صنعت عموماً در مطالعات سازمان صنعتی^۵ و در قالب رویکردهای متفاوت انجام می‌شود، به طوری که مطالعات انجام شده درباره قدرت بازاری بیانگر آن است که وجود انحصار یا قدرت بازاری را می‌شود به عوامل ساختاری بازار مانند موانع ورود^۶، صرفه مقیاس^۷،

1. Competition.

2. Performance.

4. Market Power.

5. Industrial Organization.

6. Barriers to Entry.

7. Economies of Scale.

۳. نورانی آزاد (۱۳۹۳)؛ ص ۱۶۴.

تفاوت کالا^۱ و تمرکز بالا^۲ یا جنبه رفتاری بازار (مانند رفتار و عکس العمل‌های استراتژیک بنگاه‌ها در صنعت) نسبت داد. البته مطالعه بازارهای صنعتی و ارزیابی عناصر ساختاری و رفتاری مؤثر در شکل گیری انحصار می‌تواند نقشی اساسی در سازماندهی بازار و تدوین سیاست‌های رقابتی ایفا کند. به عبارت بهتر، با شناسایی قدرت بازاری و منابع اصلی آن، تدوین سیاست‌های رقابتی و ضدانحصاری مناسب، ممکن خواهد شد.

از این‌رو، تحقیق حاضر می‌کوشد با بهره‌گیری از رویکرد غیرساختاری، شرایط بخش صنعت ایران را از نظر دوری یا نزدیکی به رقابت یا انحصار ارزیابی کند. البته برای کسب اطمینان بیش‌تر نسبت به نتیجه روش غیرساختاری، متغیرهای مهم ساختاری با استفاده از روش غیرپارامتریک اندازه گیری شده‌اند، زیرا اندازه گیری این متغیرها قضاوت درباره این امر که آیا یافته‌های روش غیرساختاری با وقایع مشاهده شده سازگاری دارد یا خیر را ممکن می‌سازد. براین اساس، این پژوهش با استناد به شاخص‌هایی همچون شدت مضار هزینه‌ای^۳، معیار فلورنس^۴، معیار کومانور - ویلسون^۵، شاخص‌های تمرکز n بنگاه برتر و هرفیندال - هیرشممن^۶ به اندازه گیری متغیرهای ساختاری و با بهره‌گیری از آماره H^۷ در مدل پائزار - راس^۸، درجه قدرت بازاری در بخش صنعت را ارزیابی می‌کند. به این منظور، از داده‌های ۱۴۳۲۲ بنگاه فعال در ۱۳۱ صنعت کد چهار رقمی ISIC مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۸۶ - ۱۳۷۵ برای تخمین و برآورد استفاده شده است.

سازماندهی این مقاله به این ترتیب است که، پس از مقدمه در بخش اول، مبانی نظری مربوط به اندازه گیری قدرت انحصاری و تشخیص ماهیت بازار معرفی می‌شود. بخش دوم به مرور مطالعات قبلی اختصاص دارد. بخش سوم نیز به معرفی مدل پائزار - راس، تجزیه و تحلیل داده‌ها و ارائه نتایج حاصل از تخمین مدل می‌پردازد. همچنین، در این بخش با اندازه گیری

1. Product Differentiation.

2. High Concentration.

3. Cost Disadvantage Ratio.

4. Florence.

5. Comanor - Wilson.

6. Herfindahl- Hirschman.

7. آماره H از مجموع کشش درآمدی فرم خلاصه شده بنگاه نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌های تولیدی به دست می‌آید. دلیل اصلی استفاده از این معیارها آن است که نقشی اساسی در تنظیم سیاست رقابتی ایفا می‌کنند و از گذشته برای تدوین و تنظیم عملکرد رقابتی مورد توجه محافل تصمیم‌گیری و سازمان تنظیم کننده بازار بوده‌اند.

8. Panzar - Rosse.

نسبت‌های تمرکز، موانع ورود و صرفه‌های مقیاس قضاوتی از ساختار بازار ارائه می‌شود و درنهایت در بخش پایانی مطالب جمع‌بندی شده و توصیه‌هایی سیاستی بیان می‌شود.

۱. مبانی نظری

مبحث ارزیابی رقابت و تحلیل درجه قدرت بازاری یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصاد صنعتی است که توجه اقتصاددانان و پژوهشگران بسیاری را به خود جلب کرده است؛ به طوری که از بعد نظری و تجربی، تحلیل ساختار بازار و اندازه‌گیری قدرت انحصاری در قالب دو رویکرد ساختاری و غیرساختاری^۱ انجام می‌شود. در رویکرد ساختاری، اندازه‌گیری میزان رقابت مشتمل بر روش‌های مختلفی است که از آن جمله می‌توان به روش ساختار-رفتار-عملکرد^۲ (SCP)، فرضیه ساختار کارا^۳ (ESH) و تعدادی از روش‌های مرسوم اشاره کرد که ریشه در نظریه سازمان صنعتی دارند. الگوی (SCP) براین عقیده استوار است که تمرکز بالا، علت وجودی ائتلاف و همکاری بین بنگاه‌های بزرگ است. اما فرضیه کارایی این عقیده را ترویج می‌دهد که کارایی بنگاه‌های بزرگ موجب تسلط‌شان بر بازار و متمرکزتر شدن بازار می‌شود. درواقع، ملاحظه می‌شود که در هر دو روش فوق، رقابت (انحصار) به تمرکز بازار مرتبط شده است.^۴

از طرف دیگر، روش‌های ساختاری اندازه‌گیری رقابت به دو شق رسمی و غیررسمی تفکیک می‌شوند. منظور از روش‌های غیررسمی اندازه‌گیری قدرت انحصاری این است که این روش‌ها از حمایت نظری برخوردار نبوده و درواقع، بر حسب نظر و سلیقه محقق فرمول‌بندی می‌شوند؛ اما در روش ساختاری رسمی برای اندازه‌گیری رقابت و انحصار و ارزیابی رابطه رقابت و تمرکز از چارچوب نظری رقابت ناقص و بهینه‌یابی استفاده می‌شود. الگوی (SCP) و فرضیه کارایی، هردو از روش‌های غیررسمی ارزیابی ساختار بازار و بررسی اثر تمرکز بر رقابت هستند.^۵

در رویکرد (SCP)، عملکرد بازار نتیجه عناصر ساختار و رفتار بازاری است که برونزا

-
1. Structural and Non-Structural Approaches.
 2. Structure - Conduct - Performance.
 3. Efficiency Structure Hypothesise.
 4. Simbanegavi and et.al (2015); p. 305.
 5. Perloff and et.al (2007); p. 13.

هستند. در این رویکرد، فرض بر این است که هرچه بازار متمن‌کرتر باشد، امکان ظهور ائتلاف و همکاری بین بنگاه‌های بزرگ بیشتر شده و میزان رقابت کاهش می‌یابد. درواقع، در رویکرد (SCP) جهت علیت، یک طرفه از ساختار به رفتار و عملکرد است که البته انقادهای فراوانی نیز در پی داشته است.^۱

فرضیه کارایی دمستر نیز در چارچوب روش‌های ساختاری غیررسمی است. این فرضیه هرچند در اردوگاه روش‌های ساختاری است، اما با نظریه (SCP) در تعارض بوده و بر این امر تأکید دارد که بنگاه‌های با کارایی بالاتر بر بازار مسلط می‌شوند و در نهایت، به دلیل استقبال مشتریان، سهم بازار بنگاه‌های کارا افزایش یافته و بازار متمن‌کر می‌شود. درواقع، فرضیه کارایی رقیبی برای الگوی (SCP) است. در این دیدگاه، ساختار بازار (تمرکز) براساس عملکرد بازار (کارایی) شکل می‌گیرد.^۲

پس از معرفی دو روش غیررسمی رویکرد ساختاری اندازه‌گیری قدرت انحصاری، باید گفت که رویکردهای رسمی و ساختاری اندازه‌گیری قدرت انحصاری براساس نظریه سازمان صنعتی شکل گرفته‌اند. روش‌های رسمی ارزیابی ساختار بازار بر حداکثرسازی سود بنگاه در بازار انحصار چندجانبه پایه‌ریزی شده است. در الگویی که کالینگ - واترسون^۳ (پیشروان این روش) ارائه دادند، بنگاه با اندازه مختلف در بازار کالای همگن تولید می‌کنند، سود بنگاه شاخص حداکثر شده و سپس با انجام عملیاتی سودآوری بنگاه (برحسب شاخص لرنر) به متغیرهای مختلف از جمله تمرکز (ساختار بازار) مرتبط می‌شود:

$$L = \frac{-(1+\sigma) H}{\eta_D} \quad (1)$$

در رابطه (۱)، L شاخص لرنر بوده و مقدار صفر تا یک را اختیارمی‌کند و هرچه عدد آن بزرگ‌تر بوده و به یک نزدیک‌تر باشد، بازار انحصاری و دور از رقابت است. η_D کشش تقاضای بازار و σ شاخص و معرف تغییرات حدسی (متغیر رفتاری بازار) است.^۴ الگوی دیگری که در زمرة روش‌های ساختاری و رسمی اندازه‌گیری قدرت انحصاری قرار می‌گیرد، از طریق نظریه کارتل و تقاضای باقیمانده قابل توضیح است:

۱. خداداکاشی (۱۳۸۹)؛ ص ۲۹.

2. Clarke, Davies and Waterson (1984); p. 436.

3. Cowling and Waterson (1976).

4. Cowling and Waterson (1976); p. 268.

$$L = \frac{C_K}{\eta_D - \eta_S(1-C_K)} \quad (2)$$

L در رابطه (۲) نشانگر قدرت انحصاری برحسب شاخص لرنر، η_D کشش تقاضای بازار، η_S کشش تقاضای گروههای حاشیه‌ای و C_K سهم بازاری بنگاههای مسلط یا کارتل است. بنابراین، همان‌طور که ملاحظه می‌شود، هم در روش‌های رسمی و هم در روش‌های غیررسمی از رویکرد ساختاری، اندازه رقابت (انحصار) به تمرکز مرتبط می‌شود.^۱

از سوی دیگر، رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید^۲ (NEIO) که به عنوان رویکرد رسمی غیرساختاری شناخته می‌شود؛ در مقابل مدل‌های سنتی شکل گرفته و علت بروز انحصار را به عواملی غیر از ساختار و عملکرد بازار نسبت می‌دهد. در این رویکرد (که جنبه‌های رفتاری و عکس‌العمل استراتژیکی بنگاهها مورد تأکید و توجه است) معمولاً قدرت بازاری با کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها، انحراف بین قیمت - هزینه نهایی یا معیار تغییرات حدسی^۳ سنجیده می‌شود. از شاخص‌های معروف این حوزه، می‌توان به شاخص H پنزار - راس و معیار تغییرات حدسی اشاره کرد که معمولاً از مدل‌های ایستای مقایسه‌ای^۴ و اطلاعات درآمد و هزینه بنگاهها و صنعت برای تحلیل و ارزیابی قدرت بازاری استفاده می‌کنند.^۵

مدل پانزار - راس^۶ و مدل برسنahan - لئو^۷ از مهم‌ترین مدل‌های غیرساختاری‌اند که برای اندازه‌گیری رقابت در سطح بازار به کار می‌روند. روش کار در مدل پانزار - راس براساس معادله درآمدی فرم خلاصه شده^۸ است. درواقع، این روش بر تئوری ایستای مقایسه‌ای استوار بوده، ریشه در تعادل عمومی بازار دارد و بر این فرض استوار است که بنگاهها به دنبال حداکثرسازی سود و در پاسخ به تغییرات هزینه نهاده‌های فعال در آن بازار، استراتژی‌های متفاوت قیمتی را به کار می‌گیرند. بنابراین، بنگاهها تابع درآمد نهایی را برابر با هزینه نهایی

1. Landes and Posner (1981); p. 945.

2. New Empirical Industrial Organization.

3. Conjectural Variation.

4. Comparative Static Models.

5. Pellecchia and Coccorese (2013); p.189.

6. Panzar and Rosse (1977).

7. Bresnahan - Lau (1982).

8. Reduced form Revenue Equation.

قرار داده تا سطح ستاده تعادلی و سپس معادله درآمدی فرم خلاصه شده (که درآمد را به برداری از قیمت نهاده‌ها و متغیرهای کنترل ارتباط می‌دهد)، استخراج شود. پائزار - راس در ادامه شاخص مختصر و موجزی که «آماره H¹ نامیده می‌شود، به صورت مجموع کشش درآمد فرم خلاصه شده نسبت به قیمت نهاده‌ها ارائه دادند که در محدوده $1 \leq H \leq \infty$ قرار دارد، این شاخص را می‌توان برای اندازه‌گیری رقابت در بازار یا صنعت به کار برد؛ به طوری که در بازار رقابت کامل $H=1$ بوده و به این معنا است که افزایش قیمت نهاده‌ها تولیدی، هزینه نهایی بنگاهها را افزایش داده و به افزایش قیمت محصول تولیدی بنگاه و درآمد منتهی می‌شود. از سوی دیگر، در شرایط کارتل و انحصار کامل، افزایش قیمت نهاده‌ها باعث افزایش هزینه نهایی شده و سپس، سطح ستاده تعادلی و درآمد کل را کاهش می‌دهد و بنابراین، $H \leq 0$ خواهد بود. همچنین، در بازار با ویژگی رقابت انحصاری $1 < H < 0$ است. همچنین، ذکر این نکته ضروری است که برای دستیابی به نتایج منطقی درمورد انواع الگوی رفتاری با استفاده از آماره H، باید بنگاهها در تعادل بلندمدت باشند؛ از این‌رو، شافر² از معادله نرخ بازدهی برای آزمون تعادل بلندمدت بنگاهها استفاده کرد. این معادله درواقع همان معادله درآمدی فرم خلاصه شده پائزار - راس است، با این تفاوت که نرخ بازدهی به جای درآمد، به عنوان متغیر وابسته جایگزین شده است. شافر توانت با استفاده از آماره H در معادله نرخ بازدهی، درباره تعادل و عدم تعادل بلندمدت بنگاهها تصمیم بگیرد. به اعتقاد وی، مقدار صفر این آماره، تعادل بلندمدت بنگاهها را نشان داده و در غیر این صورت، بیانگر عدم تعادل بنگاهها است.³

از سوی دیگر، برستناهان - لئو^(۱۹۸۲) در الگوی خود بر پایه تئوری ایستای مقایسه‌ای و به دنبال حداکثرسازی سود بنگاهها، با بهره‌گیری از معیار تغییرات حدسی و عکس العمل استراتژیک بنگاهها، طیف وسیعی از ساختار بازار را پوشش داده و برای اندازه‌گیری درجه قدرت بازاری از دو معادله پایه‌ای شامل معادله تقاضا و شرط بهینگی در بازار انحصار چند جانبه استفاده کرده‌اند.⁴

شافر^(۱۹۸۳) نیز با ترکیب روش برستناهان - لئو و شاخص H پائزار - راس یک معیار

1. H-Statistics.

2. Shaffer (1982).

3. Ajisafe and Akinlo (2013); p.504.

4. Bresnahan (1989); p. 1011.

غیرساختاری اندازه‌گیری رقابت ارائه داد. او در این روش، ثابت کرد نه تنها معیار تغییرات حدسی با قدرت بازاری مدل برسنahan - لئو برابر است؛ بلکه با کشش تقاضای بازار و شاخص H در مدل پنزار - راس نیز به صورت زیر در ارتباط است:

$$\left. \begin{array}{l} \lambda = \theta \\ \theta = E/(H-1) \end{array} \right\} \Rightarrow \lambda = E/(H-1) \quad (3)$$

به طوری که λ پارامتر قدرت بازاری، θ تغییرات حدسی (متغیر رفتاری بازار)، H شاخص پنزار - راس و E کشش تقاضای بازار است.¹ همچنین، برخی محققان رفتار و عکس العمل استراتژیکی بنگاه‌ها را به صورت زیر به عناصر ساختاری بازار نسبت داده‌اند:

$$\theta = \theta_0 + \theta_1 C_K + \theta_2 MMC_i \quad (4)$$

به طوری که C_K عناصر ساختاری بازار و MMC_i ارتباط چندبازاری بنگاه² را نشان می‌دهد.³ بنابراین، ملاحظه می‌شود که در روش‌های رسمی غیرساختاری نیز اندازه رقابت (انحصار) می‌تواند به معیارهای ساختاری بازار مرتبط شود. البته استفاده از مدل پنزار - راس در مطالعه اندازه رقابت (انحصار) مزیت‌هایی دارد: نخست آن‌که، به داده‌های قیمت تعادلی بنگاه نیازی نیست، بلکه از معادله درآمد فرم خلاصه شده استفاده می‌شود؛ دوم این‌که، در نمونه‌های کوچک در مقایسه با دیگر مدل‌های غیرساختاری رفتار غیررقابتی بدون تورشی را نشان می‌دهد و در آخر، قدرت بازاری با استفاده از معادله خطی به سادگی قابل محاسبه است.⁴

۲. پیشینه تحقیق

در این بخش از مقاله به طور اجمالی، برخی مطالعات درباره ارزیابی رقابت و قدرت بازاری با استفاده از روش‌های غیرپارامتریک و غیرساختاری پنزار - راس توسط محققان و اقتصاددانان داخل و خارج کشور مرور می‌شود.

1. Shaffer (1983); p. 352.

2. Multimarket Contact.

3. Rosenbum (1994); P. 382.

4. Stavarek and Repekova (2011); p. 2 . Matthews and et.al. (2007); p. 2025.

آسی کالین و سکینگ^۱ در مقاله‌ای با بهره‌گیری از مدل پانزار - راس و نسبت‌های تمرکز CR3، CR4 و شاخص هرفیندال - هیرشمن و داده‌های ۲۲ بانک ترکیه در سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۲ و ۲۰۱۳-۲۰۰۸ به بررسی رقابت می‌پردازند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که در کل دوره، آماره H (مجموع کشش درآمد بهره نسبت به قیمت نهاده‌ها) با مقدار برابر ۵۹۹/۰، ساختار بازار رقابت انحصاری را نشان می‌دهد. از سوی دیگر، این آماره در سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۲ و ۲۰۱۳-۲۰۰۸ به ترتیب با مقادیر H=۰/۵۰۱ و H=۰/۷۰۷ وجود ساختار رقابت انحصاری و افزایش رقابت را تأیید می‌کند. همچنین، ایشان با مقایسه مقدار شاخص نسبت‌های تمرکز CR3 و شاخص هرفیندال - هیرشمن در سال ۲۰۰۲ و ۲۰۱۳ برای دارایی کل بانک‌ها دریافتند اندازه تمرکز در بخش بانکی ترکیه کاهش یافته است.

پاستوری و موشی^۲ نیز در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد پانزار - راس، رقابت و کارایی بانک‌های تجاری تانزانیا را بررسی کردند. همچنین، در این مقاله ارتباط میان رقابت و کارایی با استفاده از داده‌های پنل و روش حداقل مربعات معمولی با اثرات تصادفی بررسی شده است و نتایج پژوهش دلالت بر حاکمیت شرایط رقابت انحصاری در بخش بانکی این کشور دارد. همچنین، بررسی رابطه رقابت و کارایی نشان می‌دهد میان رقابت و کارایی رابطه علیت دوطرفه‌ای وجود دارد؛ در حالی که بین سودآوری - رقابت و کارایی - سودآوری رابطه علیّی یک‌طرفه‌ای تأیید شده ولی رابطه معکوس‌شان رد می‌شود.

همزا و کاچتویی^۳ در مقاله‌ای به نام «شرایط رقابتی و قدرت بازاری بانک‌های تجاری و بانک‌های اسلامی» به بررسی ساختار بازار و قدرت انحصاری در سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۴ در کشورهای عضو منا و منطقه جنوب شرق آسیا پرداخته و از دو رویکرد ساختاری و غیرساختاری شامل شاخص‌های تمرکز سه و پنج بنگاه برتر، هرفیندال - هیرشمن، آماره H در مدل پانزار - راس و شاخص لرنر استفاده کرده‌اند. نتایج پژوهش با استفاده از شاخص هرفیندال - هیرشمن نشان می‌دهد تمرکز در هر دو بازار پایین است. همچنین، براساس شاخص نسبت‌های تمرکز، بانک‌های اسلامی نسبتاً متصرک‌ترند. از سوی دیگر، آماره H و

1. Acikalin and Saking (2015).

2. Pastory and Moshi (2015).

3. Hemza and Kachtouli (2014).

شاخص لونر، ساختار بازار رقابتی انحصاری را در هر دو بازار نشان می‌دهند و این در حالی است که در بانک‌های اسلامی قدرت بازاری بیشتر است.

بکر و همکاران^۱ در مقاله‌ای با نام «بررسی رقابت: نقش مقیاس، هزینه‌ها و تعادل» به ارزیابی رفتار رقابتی در صنعت بانکداری با استفاده از الگوی پانزار - راس در ۱۷۰۰۰ بانک از ۶۳ کشور در سال‌های ۱۹۹۴-۲۰۰۴ پرداخته و از معادله درآمدی فرم خلاصه شده به صورت مقیاس‌بندی (درنظر گرفتن تفاوت اندازه بنگاه‌ها)، عدم مقیاس‌بندی (عدم توجه به تفاوت اندازه بنگاه‌ها) و معادله قیمت برای ارزیابی آماره H استفاده کرده‌اند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که وقتی معادله درآمدی با عدم مقیاس‌بندی و معادله قیمت در ۵۶ کشور و معادله درآمد مقیاس‌بندی شده در ۵۴ کشور به کار گرفته شد، فرضیه رفتار انحصاری رد شده و رفتار رقابت انحصاری تأیید می‌شود. افزون بر این، مقایسه آماره H در معادله درآمد مقیاس‌بندی شده با دو مدل دیگر نشان می‌دهد این آماره در شرایط رقابت انحصاری تورش به سمت بالا و در شرایط رقابتی تورش به سمت پایین دارد.

آل محرومی و همکارانش^۲ در مقاله‌ای ساختار بازار در صنعت بانکداری کشورهای عربی را در سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۹۳ کرده و از شاخص مرکز k بنگاه برتر، شاخص هرفیندال - هیرشمون و آماره H در مدل پانزار - راس استفاده کرده‌اند. براساس نتایج پژوهش ایشان، بازارهای امارات، عربستان سعودی و کویت نسبتاً مرکز بوده و در سال‌های اخیر به سمت مرکز کمتر در حرکتند. همچنین، در بحرین، قطر و عمان مرکز بسیار بالای وجود دارد. افزون بر این، نتایج به دست آمده از مقدار آماره H در مدل پانزار - راس دلالت بر این امر دارد که در بخش بانکی امارات، عربستان سعودی و کویت شرایط رقابتی کامل حکم‌فرما بوده و بانک‌ها در بحرین و قطر در شرایط رقابتی انحصاری فعالیت می‌کنند. از سوی دیگر، آزمون فرضیه وجود رفتار رقابت انحصاری در بخش بانکی عمان رد نمی‌شود.

تسوتسوی و کمساکا^۳ در مقاله‌ای با نام «درجه رقابت در بازار اوراق بهادر ژاپن»، با بهره‌گیری از مدل پانزار - راس شرایط رقابتی سال‌های ۱۹۸۳-۲۰۰۲ این صنعت را بررسی کرده و نشان دادند در بازار اوراق بهادر ژاپن در دو بازه زمانی ۱۹۸۳-۱۹۸۸ و ۲۰۰۲-

1. Bikker and et al. (2012).

2. Al-Muharrami and et al. (2006).

3. Tsutsui and Kamesaka (2005).

۱۹۹۷ تعادل انحصاری وجود ندارد. از طرف دیگر، در بازه زمانی ۱۹۹۶-۱۹۹۱ ضمن کاهش رقابت فرضیه وجود رفتار انحصاری رد نمی‌شود. همچنین، این صنعت با وجود تأثیر اصلاحات مالی کاملاً رقابتی نخواهد بود.

فیسچر و کامرسچن^۱ نیز در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از رویکرد پانزار - راس به بررسی رقابت در ۲۹ شرکت هواپیمایی امریکا در بازه زمانی ۱۹۹۴/۴-۱۹۹۱/۱ پرداخته و نشان دادند با توجه به مقدار آماره H، وجود رفتار رقابتی و انحصاری رد شده، اما رفتار رقابت انحصاری تائید می‌شود.

شهیکی تاش و نصیری‌اقدم (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی تمرکز، شدت مانع ورود، صرفه‌های مقیاس و هزینه‌های رفاهی ناشی از ساختار انحصار مؤثر در صنعت کولرآبی ایران در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱ پرداخته و نتایج پژوهش با استناد به شاخص‌های شدت تمرکز و هرفیندال - هیرشممن می‌دهد میزان تمرکز و قدرت انحصاری در صنعت کولرآبی بسیار بالا است؛ به طوری که در تمام دوره مورد بررسی، اندازه شاخص هرفیندال - هیرشممن بالاتر از ۱۸۰۰ بوده و در سال ۱۳۸۱، مقدار آن به ۴۳۳۲ رسیده است. بنابراین، ساختار انحصار چندجانبه محکم (الیگوپولی) در صنعت کولرآبی ایران حاکم بوده و نتایج حاصل از محاسبه شاخص هزینه رفاهی هاربرگر و پوزنر به دلیل شرایط غیررقابتی حاکم در این صنعت، هزینه رفاهی نسبتاً بالایی را نشان می‌دهد.

شهیکی تاش و نوروزی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای ساختار بازار صنایع کارخانه‌ای ایران را براساس مدل‌های ساختاری و غیرساختاری در ۱۳۱ صنعت کد چهار رقمی ISIC ایران در دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ مطالعه کردند. ایشان با توجه به مقادیر شاخص بون (۰/۱۲-۰/۰)، هرفیندال - هیرشممن (۰/۲۴) و لرنر (۰/۳۶) دریافتند میزان رقابت در بخش صنعت ایران اندک بوده و صنایع کشور در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند.

صدرایی جواهری و هادی‌زادگان (۱۳۹۳) نیز در مقاله‌ای با بهره‌گیری از داده‌های ۲۳ بنگاه تولیدکننده دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، قدرت بازاری و کارایی فنی در صنعت داروسازی ایران در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۰ را مطالعه کرده و برای محاسبه قدرت بازاری از شاخص تمرکز CR4 و برای بررسی کارایی فنی از روش تحلیل

1. Fischer and Kamerschen (2003).

پوششی داده‌ها استفاده کرده‌اند. صدرایی دریافت که تمرکز و صرفه‌های مقیاس اثر مثبت و معناداری بر سودآوری دارد، ازین‌رو، نتیجه گرفت که نظریه قدرت بازاری در صنعت داروسازی ایران تأیید می‌شد.

خدادادکاشی و همکارانش (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با استفاده از دو رویکرد غیرساختاری برستان - لئو و پنزار - راس، رقابت و قدرت بازاری صنعت لاستیک و پلاستیک ایران در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۵ را بررسی کرده و دریافتند نقصان رقابت در این صنعت وجود داشته و بنگاه‌ها در شرایط دور از رقابت فعالیت می‌کنند.

با مرور پیشینه تحقیق ملاحظه می‌شود تنها مطالعات محدودی با استفاده از رویکرد پنزار - راس در بخش صنعت انجام شده است. بنابراین، در این مطالعه ضمن بررسی عوامل ساختاری مؤثر در انحصار، الگوی رفتاری بخش صنعت با استفاده از رویکرد پنزار - راس بررسی می‌شود.

۳. معرفی الگوی تحقیق و تحلیل داده‌ها

همان‌طور که در قسمت مبانی نظری بیان شد، اقتصاددانان و پژوهشگران علاقمند به رقابت و رفتارهای غیررقابتی معمولاً از روش‌های عملی متفاوت برای ارزیابی میزان رقابت و اندازه انحصار در یک بازار خاص یا در کل اقتصاد استفاده می‌کنند، ازین‌رو در این قسمت ضمن معرفی متغیرهای ساختاری همچون تمرکز، صرفه‌های مقیاس و شدت مانع ورود، تلاش می‌شود اندازه این متغیرها در بخش صنعت ایران کمی شود. همچنین، در ادامه ضمن معرفی مدل الگوی پنزار - راس، اندازه قدرت انحصاری در بخش صنعت ایران نیز ارزیابی می‌شود. تمرکز خریداران و فروشنده‌گان یکی از مهم‌ترین جنبه‌های سازمانی بازار و از جمله پرکاربردترین شاخص‌ها در حوزه مدل‌های ساختاری‌اند. این شاخص‌ها معمولاً به مؤلفه‌های اساسی همچون تعداد خریداران یا فروشنده‌گان در بازار و چگونگی توزیع بازار بین آن‌ها اشاره دارند. نسبت تمرکز k بنگاه برتر یکی از شاخص‌های تمرکز است که به‌طور گسترده در کارهای تجربی استفاده می‌شود. در این شاخص، معمولاً از اطلاعات k بنگاه بزرگ در صنعت برای اندازه‌گیری تمرکز استفاده شده و مهم‌ترین مزیت آن، سادگی و سهولت محاسبه است. این شاخص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CR_K = S_1 + S_2 + S_3 + \dots + S_K = \sum_{i=1}^K S_i, \quad i=1, 2, \dots, n, \quad n \geq K \quad (5)$$

به طوری که K تعداد بنگاه‌ها در صنعت و S سهم بازاری هر بنگاه است. همچنین، شاخص هرفیندال - هیرشمن برای رفع نقاچیش شاخص نسبت تمرکز k بنگاه، توسط اریس هرفیندال^۱ معرفی شد. ساختمان این شاخص به نحوی است که از تمام اطلاعات موجود در صنعت استفاده می‌شود. این شاخص از مجموع سهم بازاری تمام بنگاه‌های صنعت به دست آمده و رابطه فنی آن به شرح زیر است:

$$HHI = S_1^2 + S_2^2 + S_3^2 + \dots + S_K^2 = \sum_{i=1}^K S_i^2 \quad (6)$$

به طوری که S سهم بنگاه از کل اندازه بازار است.^۲ مقادیر این شاخص تمرکز بین دو حد مرزی با مقدار صفر و یک قرار دارد، به طوری که مقادیر نزدیک به یک بیانگر وضعیت انحصاری و مقدار شاخص نزدیک به حد پایین و مقدار صفر، گواه وضعیت رقابتی در بازار است.^۳ به یاد داشته باشید که می‌توان بازارها را با استفاده از این شاخص به بازارهای رقابتی با مقدار تمرکز کمتر از $1/0\cdot0$ ، الیگوپولی سنت و رقابت انحصاری که تمرکزشان بین $0\cdot0/18$ و $1/0\cdot1$ قرار دارد و بالاخره الیگوپولی سخت و انحصاری با تمرکز بالاتر از $1/0\cdot18$ تقسیم کرد.^۴

موانع ورود نیز یکی دیگر از متغیرهای ساختاری مؤثر در عملکرد انحصاری بازار است که با استفاده از شاخص مضار هزینه‌ای اندازه‌گیری می‌شود. موافع ورود، به مثابه سدی است که در مقابل جریان رقابت مقاومت می‌کند. این متغیر ساختاری معمولاً رابطه میان فروشنده‌گان واقعی و بالقوه در بازار را بررسی کرده و نقش مؤثری در تبیین قدرت بازاری و کسب سود غیرمتعارف ایفا می‌کند. مانع ورود در یک بازار به شکل‌های مختلف با اثرات متفاوت ظاهر می‌شود. از سوی دیگر، در مباحث تجربی اقتصاد صنعتی معمولاً برای ارزیابی شدت مانع ورود، از شاخص شدت مضار هزینه‌ای استفاده می‌شود که اولین بار توسط خلیلزاده شیرازی (۱۹۷۴) به صورت زیر ارائه شد:

1. Orris Herfindahel (1959).

2. Carlton and Perloff (2000); P. 274.

3. Shukla and Thampy (2011); p. 2706.

4. خداداد کاکشی (۱۳۷۹)؛ ص ۲۵

$$\text{CDR} = \frac{(n-\bar{V}) \sum_{i=1}^{1-\bar{V}} \left(\frac{V_i}{L_i} \right)}{(n-\bar{V}) \sum_{i=\bar{V}}^n \left(\frac{V_i}{L_i} \right)} \quad (7)$$

به طوری که \bar{V} ارزش افزوده، \bar{L}_i تعداد کارگران، V_i/L_i ارزش افزوده سرانه کارگر، صورت کسر ارزش افزوده سرانه کارگر برای بنگاههای کوچکی که 50% ارزش افزوده صنعت را ایجاد کرده‌اند و مخرج، نشان‌دهنده ارزش افزوده سرانه کارگر بنگاههای بزرگی است که 50% درصد ارزش افزوده صنعت را ایجاد کرده‌اند. \bar{V} بیانگر تعداد بنگاهها در سطح میانه ارزش افزوده سرانه کارگر است. این شاخص برای ارزیابی عدم مزیت برخی از بنگاهها در مقایسه با دیگر بنگاهها به کار می‌رود و هرچه این نسبت کوچک‌تر از یک باشد به معنای آن است که تولید در مقیاس کوچک چندان به صرفه نیست.

از طرفی صرفه مقیاس نیز از دیگر متغیرهای پایه‌ای طرف عرضه است که در شکل‌گیری انحصار مؤثر است. صرفه مقیاس، مفهومی است که با استفاده از منحنی هزینه متوسط بلندمدت قابل توضیح است. بنابر نظریه اقتصاد خرد، با افزایش مقیاس بنگاه، هزینه متوسط تا سطحی از تولید – که به عنوان مقیاس بهینه تولید یا کوچک‌ترین مقیاس کارا¹ (MES) نامیده می‌شود – کاهش می‌یابد. در این سطح، هزینه متوسط تولید در کمترین مقدار خواهد بود؛ بنابراین شناسایی و اندازه‌گیری کوچک‌ترین مقیاس کارا در مطالعات تجربی اهمیت بسیار زیادی دارد، زیرا با دسترسی به سطح مقیاس بهینه تولید یا کوچک‌ترین مقیاس کارا، بنگاههای تولیدی به شرایط کارای اقتصادی می‌رسند. البته روش‌های آماری متفاوتی برای اندازه‌گیری مقیاس بهینه تولید در بیشتر مطالعات تجربی وجود دارد که در این میان می‌توان به معیارهای فلورنس و کومانور - ویلسون اشاره کرد. در معیار فلورنس، نقطه میانی اندازه بنگاهها به عنوان مقیاس بهینه تولید شناخته شده و معمولاً از سهم بازاری استغال یا ستاده بنگاه انفرادی که در میانه توزیع قراردارد، استفاده می‌شود؛ در حالی که در معیار کومانور - ویلسون، متوسط اندازه بنگاههایی که بیشتر از 50% درصد استغال یا ستاده کل صنعت را تولید می‌کنند، را در برمی‌گیرد.² فرم تبعی این معیارها به صورت فرمول (8) خواهد بود:

1. Khalilzadeh-Shirazi (1976); p. 121.

2. Minimum Efficient Scale.

3. Eisen (1991); p. 271.

$$\Phi = \{X_1, X_2, \dots, X_i, \dots, X_n\} \xrightarrow[X \text{ Midpoint}]{} MES_{\text{florance}} \quad (8)$$

$$MES_{\text{Com-Will}} = \frac{2 \sum_{i=n/2}^n X_i}{n}$$

از سوی دیگر، همان طور که در بخش مبانی نظری بیان شد، در رویکردهای غیرساختاری، عناصر ساختاری بازار (تمرکز، مانع ورود و صرفه مقیاس) بر الگوی رفتار بنگاهها مؤثر بوده و به همکاری و ائتلاف بیشتر بنگاهها در صنعت ختم شده و شرایط انحصاری را فراهم می‌نمایند. بنابراین، در ادامه برای بررسی الگوی رفتاری در بخش صنعت از مدل پانزار - راس استفاده شده است. پانزار - راس (۱۹۸۷) برای اندازه‌گیری رقابت و انواع الگوی رفتاری بنگاهها در سطح بازار مدلی براساس معادله درآمدی فرم خلاصه شده^۱ ارائه دادند. در این الگو که تغییرات قیمت نهاده‌های تولیدی در درآمد تعادلی انعکاس می‌یابد، رفتار بنگاهها در بازار با استفاده از شاخصی به نام آماره H ، سنجیده و ارزیابی می‌شود. این آماره از مجموع کشش درآمد فرم خلاصه شده نسبت به قیمت نهاده‌ها و به صورت زیر به دست می‌آید:

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{dR}{dW_i} \times \frac{W_i}{R} \right) = \sum_{i=1}^n \beta_i \quad (9)$$

با استفاده از علامت و اندازه آماره H می‌توان درباره انواع الگوی رفتاری بازار تصمیم گرفت. در یک بازار انحصاری، افزایش قیمت عوامل باعث افزایش هزینه نهایی، کاهش در ستاده تعادلی و کاهش درآمد کل بازار می‌شود، ازین‌رو $H \leq 0$ خواهد بود. در شرایط رقابت کامل، افزایش در قیمت عوامل منجر به افزایش هزینه‌ها به میزان قیمت عوامل شده و بنابراین، ستاده تعادلی بدون تغییر باقی مانده و آماره $H=1$ است. همچنین، در شرایط رقابت ناقص، درصد افزایش قیمت نهاده‌ها کمتر از درصد افزایش درآمد بوده و آماره H در محدوده $0 < H < 1$ قرار می‌گیرد. از سوی دیگر، برای محاسبه آماره H در مدل پانزار - راس از معادله فرم خلاصه شده درآمد به شکل زیر استفاده می‌شود:

1. Reduced form Revenue Equation.

$$\ln(R) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln(W_i) + \sum_{q=1}^Q \rho \ln(Z_q) + \varepsilon \quad (10)$$

به طوری که Z_q برداری از عوامل برونزای اثرگذار بر درآمد، W_i قیمت نهادهای تولیدی و R نیز درآمد تعادلی است.^۱ شایان ذکر است برای دستیابی به نتیجه منطقی درباره انواع الگوهای رفتاری با استفاده از آماره H ، باید شرایطی فراهم شود که اولاً بنگاهها در تعادل بلندمدت باشند، ثانیاً عملکرد هر بنگاه در بازار بر رفتار دیگر عاملان بازار اثر بگذارد. بنابراین، ضروری است با استفاده از آماره H در معادله بازدهی (که متغیرهای بروزنا همان متغیرهای معادله فرم خلاصه شده درآمد است)، نسبت به تعادل و عدم تعادل بلندمدت بنگاهها تصمیم گرفت؛ به طوری که اگر مقدار این آماره در معادله نرخ بازدهی برابر صفر باشد، تعادل بلندمدت بنگاهها را نشان داده و در غیر این صورت، بیانگر عدم تعادل بنگاهها است. از این‌رو، از معادله نرخ بازدهی زیر برای تصمیم‌گیری درباره تعادل بلندمدت بنگاهها استفاده می‌شود:

$$\ln(ROA) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln(W_i) + \sum_{q=1}^Q \rho \ln(Z_q) + \varepsilon \quad (11)$$

به طوری که ROA نرخ بازدهی و بقیه متغیرها همان متغیرهای معادله فرم خلاصه شده درآمد هستند. قبل از تخمین معادله فرم خلاصه شده درآمد و استخراج آماره H ، مناسب است مهم‌ترین متغیرهای این تحقیق و شمای کلی بخش صنعت ایران در سطح کد چهار رقمی ISIC در جدول (۱) ارائه شود. همچنین، با استفاده از داده‌های طرح آمارگیری بخش صنعت ایران و به کارگیری شاخص‌های تمرکز، صرفهای مقیاس و موانع ورود، ساختار بازار صنایع ایران نیز ارزیابی شود. از این‌رو، از آمار و اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر در دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۶ که جزء زیربخش‌های صنعت‌اند، در قالب سومین ویرایش طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی^۲ (I.S.I.C, Rev.3) استفاده شده است.

1. Panzar and Rosse (1987); p. 445.

2. International Standard Industrial Classification.

جدول ۱- شمای کلی از متغیرهای تحقیق در بخش صنعت ایران

نام متغیر	میانگین	میانه	ماکریم	مینیمم	انحراف معیار
درآمد R	۲/۵۵ E ۱۲	۶/۱۹ E ۱۱	۱/۲۸ E ۱۴	۷/۰۶ E ۸	۸/۸۰ E ۱۲
ستاده Q	۲/۵۴ E ۱۲	۵/۸۵ E ۱۱	۱/۲۷ E ۱۴	۴ E ۳۳	۸/۷۹ E ۱۲
نرخ بازدهی ROA	۰/۲۴۰۰	۰/۲۲۷۳	۰/۷۳۶۷	۰/۰۰۶۳	۰/۰۹۸۰
دستمزد نیروی کار w	۲/۲۴ E ۱۱	۸/۲۹ E ۱۰	۷/۱۷ E ۱۲	۲/۱۷ E ۸	۴/۶۸ E ۱۱
قیمت مواد اولیه ^۱ PM	۱/۰۰ E ۸	۳۳۱۵۵۶۸۲	۹/۹۵ E ۹	۸۸/۶۰	۲/۵۹ E ۸
قیمت انرژی ^۲ PE	۲۵۷۴۷/۴	۱۰۰۱۲/۴	۸۸۰۳۳۴/۱	۳۴/۵۰	۵۷۸۲۲/۷
نرخ اجاره سرمایه ^۳ RC	۱۲۱/۳	۸۳/۷۹	۱۵۲۴۷/۲	۳/۵۷۳	۴۰۷/۱۱
شاخص تمرکز CR4 بنگاه برتر	۰/۵۵۰۵	۰/۵۱۷۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۴۱۱	۰/۲۵۷۱
شاخص هرفیندال - هیرشمن HHI	۰/۱۷۳۱	۰/۱۰۰۸	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۱۸	۰/۱۹۱۷
شاخص مضار هزینه‌ای CDR	۰/۲۶۲۷	۰/۲۵۹۹	۰/۴۵۰۷	۰/۰۹۰۶	۰/۰۶۷۹
MES2 معيار کوماتور - ویلسون	۰/۱۶۷۹	۰/۰۹۳۰	۰/۹۲۱۶	۰/۰۰۱۸	۰/۱۸۷۴
MES1 معيار فلورنس	۰/۰۳۷۳	۰/۰۰۸۴	۰/۶۲۵۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۸۹۵

منبع: محاسبات جاری پژوهش.

در ادامه این پژوهش، برای محاسبه تمرکز صنعتی به عنوان یکی از جنبه‌های ساختاری بازار که بر چگونگی توزیع بازار بین بنگاه‌های مختلف اشاره دارد، از شاخص‌های تمرکز هرفیندال - هیرشمن (HHI) و نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر (CR₄) استفاده شده است. نتایج مربوط به توزیع فراوانی صنایع براساس متوسط شاخص‌های تمرکز صنعتی در سال‌های مورد بررسی در جدول‌های (۲) و (۳) نشان داده شده است.

با توجه به جدول (۲) مشخص می‌شود از بین ۱۳۱ صنعت کد چهار رقمی، ۵۱ صنعت

۱ و ۲. قیمت مواد اولیه و انرژی با استفاده از رویکرد ساده هال و جورگنسون که ارزش تنزیل شده مواد اولیه و انرژی هر بنگاه یا صنعت با شاخص تورم‌زادی فعالیت‌های صنعتی تعدیل شده، بدست آمده است.

۳ و ۴. برای محاسبه نرخ اجاره سرمایه از رویکرد نوکلاسیکی به صورت $PV = w^L + p_C K + \Omega$ استفاده می‌شود که در آن

۳ شاخص قیمت عمدۀ فروشی، ۷ ارزش افزوده، k موجودی سرمایه، L نیروی کار، w دستمزد، p_C نرخ اجاره سرمایه و Ω سود تحقق یافته در هر صنعت است.

با سهم بازاری ۳۳ درصد از کل فروش بخش صنعت بهشدت متمرکز بوده و ۷۴ صنعت با سهم بازاری ۵۹ درصد در حد متوسط، متمرکزنده است. از سوی دیگر، بررسی‌های تکمیلی تمرکز در بخش صنعت کشور گویای این امر است که از میان صنایع مهم و اساسی کشور، صنعت تولید مالتا و ماءالشعیر (۱۵۵۳)، تولید محصولات توتون، تنباکو و سیگار (۱۶۰۰)، تولید جواهرات و کالای وابسته (۳۶۹۱)، صنعت تولید فراوردهای کوره کک (۲۳۱۰) و تولید و تعمیر انواع کشتی (۳۵۱۱) نسبت به سایر صنایع و مقدار متوسط کل صنعت، سطوح تولید کز بالاتری دارند.

جدول ۲- توزیع فراوانی صنایع براساس متوسط شاخص تمرکز هرفیندل - هیرشمن

۰.۱۸≥HHI	۰.۰۱≤HHI<۰.۱۸	HHI<۰.۰۱	اندازه تمرکز
۵۱	۷۴	۶	تعداد صنایع
۳۹	۵۶	۵	فراوانی صنایع (درصد)
۳۳	۵۹	۸	سهم صنایع از کل فروش

منبع: محاسبات جاری پژوهش.

جدول ۳- توزیع فراوانی صنایع براساس متوسط شاخص تمرکز ۴ بنگاه برتر

CR ₄ >60	CR ₄ ≥40	CR ₄ <40	اندازه تمرکز
۵۹	۹۰	۴۱	تعداد صنایع
۴۵	۶۹	۳۱	فراوانی صنایع (درصد)
۵۳	۶۵	۳۴	سهم صنایع از کل فروش (درصد)

منبع: محاسبات جاری پژوهش.

نتایج جدول (۳) بر مبنای شاخص تمرکز CR4 نیز مؤید این امر است که ۵۹ صنعت با شاخص CR₄>60 و سهم بازاری ۵۳ درصد از کل فروش بخش صنعت بهشدت متمرکز بوده و ۹۰ صنعت با سهم ۶۵ درصد از کل فروش بخش صنعت و شاخص CR₄≥40 در محدوده بالاتری از حد متوسط تمرکز قرار دارند.

همچنین، در این بررسی برای محاسبه شدت مانع ورود و مقیاس بهینه تولید به عنوان دیگر متغیرهای ساختاری مؤثر در عملکرد انحصاری بازار، به ترتیب از شاخصهای مضار هزینه‌ای و معیار مقیاس بهینه فلورنس و کومانور - ویلسون استفاده شده و نتایج توزیع فراوانی صنایع براساس شاخص مضار هزینه‌ای در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۴- توزیع فراوانی صنایع براساس متوسط شاخص مضار هزینه‌ای (CDR)

CDR				شرح
+۰/۵	۰/۴-۰/۵	۰/۲-۰/۴	۰-۰/۲	
۲	۴	۱۰۸	۱۷	تعداد صنایع
۰/۰۲	۰/۰۳	۸۲	۱۳	فراوانی صنایع (درصد)
۰/۰۳۹۳	۰/۰۲۸۳	۶۲/۱۴	۳۷/۷۵	سهم صنایع از کل فروش (درصد)

منبع: محاسبات جاری پژوهش

مقدار CDR نزدیک به صفر، نشانگر مرتفع بودن مانع ورود برای تازهواردها است؛ بنابراین، هرچه CDR به صفر نزدیک‌تر باشد، شرایط ورود به بازار برای تازهواردها سخت‌تر است. با بررسی ارقام جدول (۴) ملاحظه می‌شود CDR در تمام صنایع چهار رقمنی ایران کوچک‌تر از یک است. به این معنا که تنها CDR دو صنعت برابر ۰/۵ بوده و این شاخص در صنایع دیگر، از ۰/۵ کوچک‌تر است. افزون بر این، در ۱۲۵ صنعت با سهمی معادل ۹۹/۸۹ درصد، این شاخص از ۰/۲ کوچک‌تر است. در این میان، می‌توان صنایع تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده (۲۲۲۰)، تولید محصولات پلاستیکی و ساخت لاستیک مصنوعی (۲۴۱۳)، تولید محصولات اساسی مسی (۲۷۲۱) و تولید محصولات توتون، تباکو و سیگار (۱۶۰۰) را نام برد که با بالاترین شدت مانع ورود مواجه‌اند. بنابراین، می‌توان گفت در بیش‌تر صنایع ایران، مانع ورود مرتفع بوده و نشانگر شرایط دور از رقابت بازار است. نتایج توزیع فراوانی صنایع براساس شاخصهای مقیاس بهینه فلورنس و کومانور - ویلسون در جدول (۵) ارائه شده است.

براساس نتایج جدول (۵)، مشاهده می‌شود که با توجه به هر دو روش محاسبه، سطح تولید بهینه (MES)، تعداد صنایع با MES بالا بسیار اندک است؛ به طوری که هیچ صنعتی با

جدول ۵- توزیع فراوانی صنایع براساس شاخص‌های فلورنس و کومانور- ویلسون

MES ₁ /MES ₂				صرفه مقیاس در صنایع ایران
≤۰/۱	۰/۱-۰/۵	۰/۵-۰/۹	۱	
۱۲۴	۶	۱	۰	تعداد صنعت
۸۰	۴۳	۶	۰	
۹۹/۰۲۴	۰/۹۳۰۷	۰/۰۰۳۲۳	۰	سهم صنایع از کل فروش بخش صنعت (درصد)
۵۵/۷۶۸	۴۳/۰۰۸	۱/۱۸۳	۰	
۰/۷۹۸۶	۰/۱۵۵۱	۰/۰۰۳۲۴	۰	متوسط سهم هر صنعت از کل فروش بخش صنعت
۰/۶۹۷۱	۱/۰۰۰۲	۰/۱۴۷۸	۰	

ارقام بالا MES₁ بر مبنای معیار فلورنس و ارقام پایین MES₂ بر مبنای معیار کومانور- ویلسون ارائه شده است.
منبع: محاسبات جاری پژوهش.

MES=۱ در بخش صنعت ایران فعالیت نداشته و تنها در شش صنعت >۰/۵ MES₂ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در بیشتر بازارهای صنعتی ایران، اندازه فعالیت بنگاه‌ها به سطحی از فعالیت گرایش دارد که در مقایسه با کل اندازه بازار ناقیز است. همچنین، در بین صنایع کد چهار رقمی، ۱۲۴ صنعت دارای ۱≤۰/۱ MES₁ بوده که بر مبنای آن سطحی از فعالیت که بنگاه در حولش اندازه خود را تعیین می‌کند، کمتر از ۱/۰۰ اندازه بازار است. ازین‌رو، با استناد به نازل بودن اندازه MES می‌توان گفت در صنایع ایران از صرفه‌های مقیاس چندان بهره‌برداری نشده و درصد بالایی از فروش بخش صنعت، در صنایع با MES کوچک‌تر از ۱/۰۰ تمرکز شده است. بنابراین، با در نظر گرفتن ارقام سه متغیر ساختاری تمرکز، صرفه‌های مقیاس، شدت مانع ورود می‌توان درباره وضعیت رقابت و انحصار در ایران قضایت کرد. همان‌گونه که ملاحظه شد، دو شاخص تمرکز HHI و CR₄ دلالت بر این امر داشتند که درصد بالایی از صنایع ایران تمرکز بوده و سهم قابل توجهی از بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین، مرتفع بودن موانع ورود نشان می‌دهد ورود به صنایع ایران مشکل است. از سوی دیگر مشخص شد که در بخش صنعت ایران از صرفه‌های مقیاس بهره‌برداری نشده و این امر ناشی از کوچک‌بودن اندازه بنگاه‌ها است.

در مجموع، با در نظر گرفتن مباحث فوق می‌توان نتیجه گرفت بخش صنعت ایران دور از رقابت و به انحصار نزدیک است، اما دلیل انحصار صرفه‌های مقیاس نیست، بلکه با توجه به واقعیت‌های اقتصادی ایران می‌توان ثابت کرد که دولت دلیل اصلی انحصاری بودن

بخش صنعت ایران است. به این منظور، علاوه بر توجه به اندازه تمرکز برای صنایع انفرادی، توجه به ارقام تمرکز کلی برای بخش صنعت نیز مناسب است؛ به گونه‌ای که بررسی ارقام تمرکز کلی در سال ۱۳۷۵ نشان می‌دهد سهم ۲۰۰ بنگاه برتر معادل ۵۶/۵۸ درصد کل فروش بخش صنعت بوده و این سهم در سال‌های بعدی افزایش یافته است. در سال ۱۳۸۶ نیز سهم ۲۰۰ بنگاه برتر از میان ۱۵۸۷۴ بنگاه که در بخش صنعت فعال بوده‌اند؛ معادل ۶۲ درصد بود. به بیان بهتر، $1/3$ درصد بنگاه‌ها، ۶۲ درصد کل فروش بخش صنعت را به خود اختصاص داده بودند. همچنین، نکته قابل توجه اینجا است که تمام این بنگاه‌ها دولتی هستند. پس از ارزیابی شرایط رقابت و انحصار از طریق روش غیرپارامتریک نوبت آن رسیده است که وضعیت انحصار در ایران با استفاده از روش‌های غیرساختری بررسی شود. بنابراین، از دو معادله درآمد و بازدهی مدل پانزار - راس به صورت زیر برای تصمیم‌گیری درباره انواع الگوی رفتاری و بررسی تعادل بلندمدت بنگاه‌ها در بخش صنعت ایران استفاده می‌شود.

$$LTR_{it} = \alpha_i + \beta_1 Lw_{it} + \beta_2 LRc_{it} + LPm_{it} + LPe_{it} + \rho LCR4_{it} + \gamma_i LQ_{it} + \mu_{it} \quad (12)$$

$$LROA_{it} = \alpha_i + \beta_1 Lw_{it} + \beta_2 LRc_{it} + LPm_{it} + LPe_{it} + \rho LCR4_{it} + \gamma_i LQ_{it} + v_{it} \quad (13)$$

به طوری که LTR_{it} لگاریتم ارزش درآمد، Lw_{it} لگاریتم دستمزد، LRc_{it} لگاریتم قیمت سرمایه، LPm_{it} لگاریتم قیمت مواد اولیه و واسطه‌ای، LPe_{it} لگاریتم قیمت انرژی، $LCR4_{it}$ لگاریتم تمرکز چهار بنگاه برتر، LQ_{it} لگاریتم ارزش ستاده تولیدی (متغیر مقیاس)، $LROA_{it}$ لگاریتم نرخ بازدهی و v_{it} جمله خطأ هستند.

قبل از برآورد معادلات رگرسیونی درآمد و بازدهی در مدل پانزار - راس برای جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی¹ به دلیل غیرواقعی بودن نتایج این رگرسیون‌ها، باید آزمون‌های ریشه واحد و وجود همانباشتگی² بین متغیرها انجام شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون لیوین، لین و چو³ (LLC) نشان می‌دهد متغیرها در سطح، غیرایستا بوده

1. Spurious Regression.

2. Cointegration.

3. Levien, lin and Chu.

و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. همچنین، آماره‌های آزمون همانباشتگی پدرولنی^۱ فرض عدم همانباشتگی بین متغیرها را رد می‌کند؛ یعنی متغیرها در بلندمدت همانباشت‌هاند. از این‌رو، بدون هیچ گونه نگرانی می‌توان تخمین ضرایب در معادلات را انجام داد. همچنین، باید نوع داده‌ها از جهت Pool یا پنل بودن و شیوه تخمین مدل نیز مشخص شود (در این پژوهش برای تعیین نوع مدل از آزمون F لیمر^۲ استفاده شده است).

جدول ۶- محاسبه آماره F لیمر

آماره F لیمر	
$F(۱۲۴ و ۱۲۹۱) = ۴/۹۲۲$ prob=۰/۰۰۰۰	معادله درآمد در مدل پائزار-راس
$F(۱۲۴ و ۱۲۹۱) = ۴/۰۹۹$ prob=۰/۰۰۰۰	معادله نرخ بازدهی در مدل پائزار-راس

منبع: محاسبات جاری پژوهش.

با توجه به جدول (۶)، در معادله بازدهی و درآمد، آماره F نشانگر رد فرضیه H0 است. رد فرضیه صفر به این مفهوم است که عرض از مبدأ برای هریک از صنایع مورد بررسی متفاوت بوده و مدل از نوع پنل خواهد بود. حال اگر پنل بودن داده‌ها اثبات شود، باید نسبت به تخمین معادلات به روش پنل با اثرات ثابت (FE) و مدل پنل با اثرات تصادفی (RE) تصمیم‌گیری شود. در این مقاله از اثرات ثابت استفاده شده، زیرا آزمون هاسمن^۳ مؤید آن است که مدل، پنل با اثرات ثابت (FE) بوده است (جدول ۷).

جدول ۷- آزمون هاسمن در معادلات درآمد و نرخ بازدهی

آزمون هاسمن	
$X_2 = ۴۴/۳۱۵ = \text{Prob } ۰/۰۰۰۰$	معادله درآمد در مدل پائزار-راس
$X_2 = ۹۸/۴۸۶ = \text{Prob } ۰/۰۰۰۰$	معادله نرخ بازدهی در مدل پائزار-راس

منبع: محاسبات جاری پژوهش.

1. Pedroni (2004).

2. F-Limer Test.

3. Hausman.

همچنین در جدول (۸) به آزمون ناهمسانی واریانس و عدم خودهمبستگی مرتبه اول ولدrijig^۱ در معادلات درآمد و بازدهی اشاره شده است. در آزمون‌های ناهمسانی و عدم خودهمبستگی، فرضیه صفر به ترتیب دلالت بر همسانی واریانس و عدم خودهمبستگی بین اجزای اخلال دارد.

جدول ۸- آزمون ناهمسانی واریانس و عدم خودهمبستگی جملات اختلال

H0: همسانی واریانس	H0: عدم خودهمبستگی	
$X_2 = 2/63$ prob = ۰/۴۴۳۲	$F = 66/463$ prob = ۰/۰۰۰۰	معادله درآمد در مدل پانزار - راس
$X_2 = 2/15$ prob = ۰/۳۴۲۱	$F = 60/77$ prob = ۰/۰۰۰۰	معادله بازدهی در مدل پانزار - راس

منبع: محاسبات جاری پژوهش.

نتایج جدول (۸) بیانگر همسانی واریانس در معادله درآمد و بازدهی است؛ اما در آزمون خودهمبستگی فرضیه صفر که دلالت بر عدم خودهمبستگی جملات اختلال دارد را رد می‌کند. بنابراین، دو معادله دارای خودهمبستگی مرتبه اول بوده و با وارد کردن جمله (1) AR می‌توان آن را رفع کرد. در ادامه، پس از انجام آزمون‌های لازم، ضرایب رابطه (۱۲) و (۱۳) با استفاده از داده‌های پنل در بخش صنعت به روش حداقل مربعات با اثرات ثابت^۲، تخمین زده می‌شود (جدول ۹).

با توجه به جدول (۹)، پس از تخمین معادله‌های خلاصه شده درآمد و نرخ بازدهی، امکان محاسبه شاخص پانزار - راس به دست می‌آید. این شاخص که حاصل مجموع کشش درآمدی نسبت به قیمت نهاده‌ها است، برای فرم خلاصه شده معادله درآمد برابر با ۰/۲۹۷۲ است؛ از این‌رو، با توجه به مقدار عددی این آماره $H_{TR} = ۰/۲۹۷۲$ که در محدوده صفر و یک قرار دارد و همچنین، با استناد به آماره آزمون والد که فرضیه وجود رفتار رقابتی و انحصاری را رد می‌کند؛ می‌توان انتظار داشت که بنگاه‌های بخش صنعت ایران در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. علاوه بر این، آماره R^2 با مقدار ۰/۹۹۶۷ نشانگر خوبی برآش مدل است. آماره دوربین واتسون با مقدار ۲/۲۱۶ نیز بیانگر عدم وجود خودهمبستگی میان

1. Wooldridge First Order Autoregressive.

2. Least Square Dummy Variables.

جملات اختلال و آماره F با مقدار ۲۹۸۷/۲۴ و احتمال صفر بیان کننده قابل اتکا بودن نتایج است. همچنین، برای بررسی تعادل یا عدم تعادل بلندمدت بنگاه‌ها باید در معادله نرخ بازدهی از شاخص H_{ROA} استفاده شود، به طوری که این شاخص در تعادل بلندمدت بنگاه‌ها مقدار صفر و در عدم تعادل بنگاه‌ها مقادیر کمتر از صفر را اختیار می‌کند.

جدول ۹- نتایج مربوط به تخمین ضرایب در معادله درآمد و نرخ بازدهی مدل پنزار- راس

معادله نرخ بازدهی	معادله درآمد فرم خلاصه	نام متغیر
۰/۸۶۴۹(۰/۰۵۲۸۳)	۱/۱۲۶۵** (۰/۱۸۳۰)	جمله ثابت Constant
۰/۲۱۰۴** (۰/۲۲۳۳)	۰/۰۲۷۷** (۰/۰۰۷۶)	L _{Rc} لگاریتم قیمت سرمایه
۰/۰۱۶۷** (۰/۰۰۷۸)	۰/۰۰۱۷ (۰/۰۰۲۶)	L _{Pm} لگاریتم قیمت مواد اولیه و واسطه
۰/۰۲۴۴(۰/۰۲۸۸)	۰/۰۴۲۴** (۰/۰۰۱۰)	L _{Pe} لگاریتم قیمت انرژی
-۰/۲۵۰۱** (۰/۰۳۸۳)	۰/۲۲۵۴** (۰/۰۱۲۸)	L _w لگاریتم دستمزد
۰/۱۰۲۷** (۰/۰۵۱۵)	۰/۰۸۳۶** (۰/۰۱۷۱)	LCR4 لگاریتم تمرکز ۴ بنگاه برتر
۰/۰۹۳۶** (۰/۰۳۶۶)	۰/۷۳۲۶** (۰/۰۱۱۰)	LQ لگاریتم ارزش ستاده تولیدی
۰/۱۸۰۸** (۰/۰۲۶۴)	۰/۲۳۵۷** (۰/۰۲۶۱)	AR(1) جمله خودهمیستگی مرتبه اول
$H_{ROA} = ۰/۰۰۱۴$	$H_{RT} = ۰/۲۹۷۷$	$\sum \beta_i$ کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها
۱۱/۰۴۳(۰/۰۰۰)	۲۹۸۷/۲۴(۰/۰۰۰)	آماره F
۰/۵۳۷۸	۰/۹۹۶۷	R^2 آماره
۲/۰۵۶	۲/۲۱۶۴	D.W آماره
آماره آزمون فرضیه وجود تعادل بلندمدت	آماره آزمون فرضیه الگوی رفتاری	آزمون والد
$\chi^2 = ۰/۰۰۱۱$ prob = ۰/۹۷۳۲	$\chi^2 = ۴۲۱/۹۲$ Prob = ۰/۰۰۰	$Lpm + Lpe + Lw + LRc = 0$
-----	$\chi^2 = ۲۳۵۷/۲۵$ Prob = ۰/۰۰۰	$Lpm + Lpe + Lw + LRc = 1$

مقادیر داخل پرانتز، انحراف معیار ضرایب بوده و علامت ** بیانگر معناداری ضرایب در سطح احتمال ۱ درصد است.
منبع: محاسبات جاری پژوهش.

نتایج تخمین معادله نرخ بازدهی نیز نشان می‌دهد مجموع کشش بازدهی نسبت به قیمت نهاده‌ها برابر $H_{ROA} = ۰/۰۰۱۴$ است. همچنین، پذیرش آزمون فرضیه وجود تعادل بلندمدت

بنگاه‌ها بیانگر آن است که بنگاه‌ها در بخش صنعت در تعادل بلندمدت فعالیت می‌کنند. از سوی دیگر، در این معادله مقدار عددی آماره‌های R^2 , خوبی برآش و معناداری کل مدل رگرسیون و آماره دوربین واتسون D.W عدم وجود خودهمبستگی میان جملات اختلال را نشان می‌دهد. از این‌رو، در یک نتیجه‌گیری کلی با استناد به تخمین معادله بازدهی و درآمد فرم خلاصه شده مدل پانزار-راس، مشاهده می‌شود بنگاه‌ها در تعادل بلندمدت و در وضعیت رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. به عبارت دیگر، نقصان رقابت در بخش صنعت ایران وجود دارد.

جمع‌بندی و ملاحظات

با توجه به هدف این تحقیق – یعنی ارزیابی میزان انحراف بخش صنعت ایران از رقابت – برای دستیابی به این هدف از روش غیرساختاری و الگوی پانزار-راس استفاده شده است. البته قبل از تخمین مدل پانزار-راس، وضعیت ساختاری بخش صنعت ایران با بهره‌گیری از اندازه متغیرهای ساختاری ارزیابی شد.

نتایج حاصل از محاسبه شاخص‌های تمرکز صنعتی و موانع ورود نشان می‌دهد هم براساس شاخص‌های هرفیندال - هیرشمن HHI و هم تمرکز چهار بنگاه برتر CR4، بخش قابل توجهی از صنایع چهار رقمی صنعت ایران متمرکز بوده و اندازه موانع ورود بر حسب شاخص CDR نیز بر مرتفع بودن موانع ورود در صنایع ایران دلالت دارد. اما اندازه شاخص MES در ۱۳۱ زیربخش صنعتی مؤید این امر است که در بخش صنعت ایران از صرفه‌های مقیاس به خوبی استفاده نشده است. به عبارت بهتر، اندازه بنگاه‌ها در مقایسه با اندازه بازار بسیار کوچک بوده و درواقع، علت تمرکز بالا و انحصار صنایع ایران، صرفه‌های مقیاس نیست. براین اساس، با توجه به تمرکز بالا و مرتفع بودن موانع ورود به بازارهای صنعتی و پایین بودن اندازه صرفه‌های مقیاس، می‌توان گفت تمرکز و انحصار بالا در بازارهای صنعتی امری رایج بوده و علت انحصار و قدرت بازاری صرفه‌های مقیاس نیست، بلکه با توجه به نحوه مدیریت اقتصاد ایران (بهویژه پس از انقلاب) می‌توان علت آن را به اقتصاد دولتی و وجود انواع موانع ورود نسبت داد. درواقع پس از انقلاب و با توجه به اصل ۴۴ قانون اساسی، بخش قابل توجهی از اقتصاد ایران دولتی شده و مدیران دولتی بر سرنوشت اقتصاد ایران مسلط شدند. از سوی دیگر، دستگاه قانون‌گذاری نیز از طریق بودجه سنتی، زمینه را برای انواع حمایت از بنگاه‌های دولتی فراهم ساخت.

همچنین، در این مقاله صرف نظر از شاخص و متغیرهای ساختاری، با استفاده از رویکرد غیرساختاری و مدل معرفی شده پانزار - راس شاخص H که معرف وضعیت بازار است محاسبه شد. نتایج مربوط به محاسبه مجموع کشش نرخ بازدهی نسبت به قیمت نهاده‌ها در معادله نرخ بازدهی پانزار - راس با مقدار عددی برابر $H_{ROA} = ۰/۰۰۱۴$ و پذیرش آزمون فرضیه تعادل بلندمدت بنگاه‌ها نشان می‌دهد بنگاه‌ها در بخش صنعت ایران در تعادل بلندمدت فعالیت می‌کنند. از سوی دیگر، آماره H_{TR} در معادله درآمدی فرم خلاصه شده این مدل با مقدار عددی برابر $H_{TR} = ۰/۲۹۷۲$ (که در محدوده صفر و یک قرار دارد و آزمون فرضیه رفتار رقابتی و انحصاری را رد می‌کند)، بیانگر فعالیت بنگاه‌های بخش صنعت ایران در شرایط رقابت انحصاری است. بنابراین، با توجه به مقدار و اندازه شاخص H در مدل پانزار - راس، می‌توان گفت بخش عمدۀ بازارهای صنعت ایران از رقابت دورند. البته وقایع آشکارشده در اقتصاد ایران مؤید این است که حمایت‌های دولتی، سلطنت بنگاه‌های عمومی شبهدولتی، تمرکزگرایی، محدودیت فعالان اقتصادی، دخالت فعالانه دولت در اقتصاد، تحریم و عدم امنیت اقتصادی از دلایل عمدۀ تمرکز و دوری از رقابت است. وجود چنین وضعیتی، زندگی آرامی برای بنگاه‌های مسلط فراهم آورده و این بنگاه‌ها که دولتی یا شبهدولتی هستند، به دلیل آن که از سوی رقبا تهدید نمی‌شوند نسبت به بهبود کیفیت، کاهش قیمت، کاهش هزینه و بهبود کارایی تعهدی نداشته و زمینه برای دوری هرچه بیشتر اقتصاد از رقابت فراهم می‌شود. از این‌رو، با استناد به شاخص‌های ساختاری، الگوی رفتاری بنگاه‌ها و یافته‌های تحقیق می‌توان ادعا کرد که بازارهای صنعتی ایران در فضایی به دور از رقابت مؤثر فعالیت کرده و این مسئله به خودی خود به تخریب رقابت در اقتصاد ختم می‌شود. بر این اساس، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- با توجه به مراتب فوق، برای کاهش تمرکز و رفتارهای غیررقابتی مشارکت و افزایش فعالیت بخش خصوصی از طریق مقررات‌здایی، رعایت مالکیت خصوصی، افزایش امنیت اقتصادی، اصلاح قوانینی که مانع ورود بخش خصوصی به بازار می‌شود، توصیه می‌شود اندازه بازار گسترش یافته و سهم بازاری بنگاه‌های غالب کاهش یابد.
- از آنجا که در بخش صنعت از صرفه‌های مقیاس بهره‌برداری نشده است، به نهادهای پایش کننده رقابت توصیه می‌شود با ادغام افقی یا عمودی بنگاه‌های کوچک و متوسط، اندازه بنگاه‌ها را افزایش دهند تا امکان بهره‌برداری از صرفه مقیاس و

افزایش قدرت رقابت بنگاههای صنعتی در بازار جهانی فراهم شود.

- با توجه به مرتفع بودن موانع ورود در مقابل بنگاههای بالقوه، پیشنهاد می‌شود موانع ورود مصنوعی و حمایت‌های دولتی از بنگاههای قدیمی دارای قدرت بازاری حذف شود.
- برای رفع نقصان رقابت و رفتار غیررقابتی در بخش صنعت به نهادهای پایش کننده رقابت، استفاده از ابزارهای نظارتی و کنترل مستقیم برای جلوگیری از توافق ضمنی یا آشکار بنگاهها بر سر قیمت و مقدار توصیه می‌شود.

منابع

- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۷۹)؛ ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، چاپ اول.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۹)؛ اقتصاد صنعتی (نظریه و کاربرد)، تهران: سازمان مطالعات و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، مرکز تحقیق و توسعه علوم انسانی، چاپ دوم.
- خداداد کاشی، فرهاد؛ سمانه نورانی آزاد و خدیجه گراوند (۱۳۹۴)؛ «مقایسه تطبیقی قدرت انحصاری در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران»، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ش ۲(۳)، صص ۴۷-۴۸.
- شهیکی تاش، محمدنبی و علی نصیری‌آقدم (۱۳۹۰)؛ «تمرکز، شدت مانع ورود و صرفه‌های مقیاس در صنعت کولر آبی ایران و هزینه‌های رفاهی ناشی از ساختار انحصار مؤثر»، فصلنامه اقتصاد مقداری، ش ۸(۱)، صص ۹۷-۹۳.
- شهیکی تاش محمدنبی و علی نوروزی (۱۳۹۳)؛ «بررسی ساختار صنایع کارخانه ایران براساس مدل‌های ساختاری و غیرساختاری»، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ش ۳(۱۱)، صص ۷۹-۴۹.
- صدرایی جواهری، احمد و معصومه هادی‌زادگان (۱۳۹۳)؛ «اعتبار نظریه‌های ساختار کارا و قدرت بازار در صنعت داروسازی ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ش ۲۳(۶۹)، صص ۴۸-۲۵.
- مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیش تر طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۵.
- نورانی آزاد، سمانه (۱۳۹۳)؛ «اندازه قدرت انحصاری در صنایع کارخانه‌ای ایران و اهمیت نسبی نظریه کارایی و دکترین تمرکز بازار در تبیین آن»، رساله دکترای دانشکده اقتصاد پیام نور تهران.
- Acikalin, S. and L. Sakinc (2015); “Assessing Competition with the Panzer- Ross Model in the Turkish Banking Sector”, *Journal of Economics Bibliography*, no.2(1), pp.18-28.
- Ajisafe, R. A. and A. E. Akinlo (2013); “Testing for Competition in the Nigerian Commercial Banking Sector”, *Modern Economy*, no.4, pp.501-511.
- Al-Muharrami, S.; K. Matthews and Y. Khabari (2006); “Market Structure and Competitive Conditions in the Arab GCC Banking System”, *Journal of Banking and Finance*, no.30, pp.3487-3501.
- Bikker, J. A.; S. Shaffer and L. Sperdijk (2012); “Assesing Competition With The Panzer-Rosse Model. The Role of Scale, Costs and Equalibrium”, *Review of Economic and Statistics*, no.94(4), pp.1025-1044.
- Bresnahan, T.F. (1989); “Empirical Studies Concept of Industries with Market Power. in: Schmalensee, R. and Wiling, R. (Eds.)”, *Handbook of industrial Organization*, no.2, pp. 1011-1057.
- Carelton, D.W. & I. M. Perloff (2000); *Modern Industrial Organization*, Third ed, Addison- Wesley, New York. 1-779
- Clark, R.; S. Davies and M. Waterson (1984); “The Profitability Concentration Relationship: Market Power or Efficiency”, *Journal of Industrial Economics*, no.32, pp.435-50.
- Cowling, K. and M. Waterson (1976); “Price-cost Margins and Market Structure”,

- Economica*, no.43(171), pp.267-274.
- Eisen, R. (1991); “Market Size and Concentration: Insurance and European Internal Market 1992”, *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, no.16, pp.263-281.
- Fischer, T. and D.R. Kamerschen (2003); “Measuring Competition in the U.S. Airline Industry Using the Rosse-Panzer Test”, *Journal of Applied Economic*, no.4(1), pp.73-93.
- Hamza, H. and S. Kachtouli (2014); “Competitive Conditions and Market Power of Islamic and Commercial Banks”, *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, no.5(1), pp.29-46.
- Khalilzadeh-Shirazi, J. (1974); “Market Structure and Price Cost Margins in UK Manufacturing Industries”, *The Review of Economic and Statistics*, no.56(1), pp.67-76.
- Khalilzadeh-Shirazi, J. (1976); “Market Structure and Price Cost Margins a Comparative Analysis of U.K and U.S Manufacturing Industries”, *Economic Inquiry*, no.14(1), pp.116-128.
- Lands, W. M. and R.A. Posner (1981); “Market Power in Antitrust Cases”, *Harvard Law Review*, no.94(5), pp.937-996.
- Matthews, K.; V. Murinde and T. Zhao (2007); “Competitive Conditions among the Major British Banking”, *Journal of Banking and Finance*, no.31, pp.2025-2042.
- Panzer, J.C. & J.N. Rosse (1987); “Testing for Monopoly Equilibrium”, *The Journal of Industrial Economics*, no.35(4), pp.443-456.
- Pastory, D. and J. Moshi (2015); “Commercial Banks Competition in Tanzania: Application of the Modified Panzar- Ross Model”, *European Journal of Business and Management*, no.6(19), pp.206-221.
- Pellecchia, A. & P. Coccorese (2013); “Multimarket Contact, Competition and Pricing in Banking”, *Journal of International Money and Finance*, no.37, pp.187-214.
- Perloff, J.M; L. S. Karp and A. Golen (2007); *Estimating Market Power and Strategies*, Cambridge University Press.
- Rosenbaum, D. I. (1994); “Efficiency V, Collusion: Evidence Cast in Cement”, *Review of Industrial Organization*, no.9, pp.379-392.
- Shaffer, S. (1983); “Non-structural Measures of Competition: Toward a Synthesis of Alternatives”, *Economic Letters*, no.12, pp.349-353.
- Shukala, U. K. and A. Thampy (2011); “Analysis of Competition and Market Power in the Wholesale Electricity Market in India”, *Energy Policy*, no.39, pp.2699- 2710.
- Simbanegavi, W.; J.B. Greenberg & T. Gwatidzo (2015); “Testing for Competition in the South African Banking Sector”, *Journal of African Economies*, no.24(3), pp.303-324.
- Stavark, D. & I. Repkova (2011); “Estimation of the Competitive Conditions in the Czech Banking Sector”, MPRA Paper, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30720/>.
- Tsutsui,Y. and A. Kamesaka (2005); “Degree of Competition in Japanese Securities industry”, *Journal of Economic and Business*, no. 57, pp. 360-374.

